Theoretische und praktische Probleme der Zeitreihenanalyse

Dissertation
zur Erlangung der Würde eines Doktors der Staatswissenschaften
vorgelegt der Philosophisch-Historischen Fakultät der Universität Basel

von
Dipl.-Ing. Hermann Schulz
von Köln

Druckerei Gouder u. Hansen

1965

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41546702_0004

Theoretische und praktische Probleme der Zeitreihenanalyse

Dissertation
zur Erlangung der Würde eines Doktors der Staatswissenschaften
vorgelegt der Philosophisch-Historischen Fakultät der Universität Basel

von
Dipl.-Ing. Hermann Schulz
von Köln

Druckerei Gouder u. Hansen

1965

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Genehmigt von der Philosophisch-Historischen Fakultät
auf Antrag der Herren
Prof. Dr. H. Guth und Prof. Dr. G. Bombach

Basel, den 1. März 1965

Prof. Dr. T. Reinhard
Dekan

I N H A L T S - Ü B E R S I C H T

Seite

E i n l e i t u n g

1. Grundsätzliches und Begriffe der Zeitreihenanalyse 1
1.1 Allgemein 1
1.2 Die einzelnen Komponenten einer Zeitreihe..... 3
1.21 Die Saisonkomponente 3
1.22 Die Trendkomponente 6
1.23 Die Konjunkturkomponente 6
1.24 Die Irreguläre Komponente 7
1.3 Ziele und Modellvorstellungen der Zeitreihenanalyse..... 7

2. Übersicht über die Methode zur Zerlegung von Zeitreihen 11
2.1 Innere Methoden 11
2.11 Methoden starrer Saisonnormalen 12
2.12 Methoden beweglicher Saisonnormalen 15
2.121 Einzelne spezielle Verfahren 15
2.122 Die Regressionsmethode 18
2.123 Die Differenzenmethode 19
2.124 Neuere Methoden 20
2.2 Äußere Methoden 21

3. Zwei neuere Verfahren 23
3.1 Das Verfahren der Deutschen Bundesbank 23
3.11 Die Grundzüge des Verfahrens 24
3.12 Anwendung des Verfahrens bei Änderung des saisonalen Verfahren 34
3.13 Das Trendproblem und die Trendverlegung 35
3.14 Das Problem der Temperaturbereinigung 40
3.15 Ein neues vollmaschinelles Verfahren 43
3.16 Vorzüge und kritische Anmerkungen 47
3.2 Die Methode der gleitenden Modelle nach Bongard 49

3.21 Einleitende Vorprüfungen 50
3.22 Zerlegung der Ursprungsreihe 51
3.23 Anmerkungen zum Verfahren Bongard 52
3.3 Vergleichende Untersuchungen der Methode der Deutschen Bundesbank und der Methode Bongard 52

4. Die Fourier-Analyse 55
4.1 Die Harmonische Analyse 55
4.2 Die Spektral Analyse 66

5. Der Polynomansatz in der Zeitreihenanalyse.. 75
5.1 Vorbemerkungen 75
5.2 Die Beschreibung von Kurven 75
5.3 Berechnung von zyklischen und säkularen Trends 76
5.31 Der zyklische Trend 77
5.32 Der säkulare Trend 83

6. Schlußbetrachtung 85

Anhang 87

Quellenangaben und Literaturverzeichnis 123

Einleitung

Die vorliegende Arbeit versucht, einen Überblick über den derzeitigen Stand der Zeitreihenanalyse zu geben und in die Problematik einzuführen, die bei der Behandlung und Aufschlüsselung von Zeitreihen in ihre sog. Komponenten und in kurz- und langfristige Zyklen auftritt.

Es gibt eine große Anzahl von Verfahren, die schon seit einigen Jahrzehnten sich mehr oder weniger gut bewährt haben und für das meist zugrunde liegende statistische Material genügend gut gesicherte Aussagen ergeben.

Doch bei fast allen Systemen der Zeitreihenanalyse können die Ergebnisse nicht mehr und nicht weniger liefern, als in dem jeweiligen Modell schon von vornherein beinhaltet ist.

Es erhebt sich also die grundsätzliche Frage, wieweit man Zeitreihen überhaupt zerlegen soll, um nicht in den Fehler zu verfallen, mit einem an sich aufwendigen Modell an einen vielleicht relativ einfachen Zusammenhang heranzugehen, um zu scheinbar genaueren Ergebnissen zu kommen. Nach einem Überblick über mögliche Verfahren werden zwei zur Zeit in Europa sehr gebräuchliche, d.h. häufig angewandte Verfahren, die bislang recht zufriedenstellende Ergebnisse brachten, an verschiedenen Testreihen auf die Übereinstimmung in den Ergebnissen und auf ihren Wirkungsgrad hin untersucht.

Unabhängig davon wird auch auf das Problem der Anwendung der Fourieranalyse und die Beschreibung von Zeitreihen mit Hilfe von Polynomen eingegangen werden.

1. Grundsätzliches und Begriffe der Zeitreihenanalyse

1.1 Allgemein[1)]

Von einer Zeitreihe spricht man, wenn Daten über den gleichen Sachverhalt geordnet nach ihrem zeitlichen Auftreten vorliegen. Beispielsweise ergeben die Zahlen der monatlichen Kohlenförderung einer Zeche für die Jahre 1954 bis 1964 eine solche Zeitreihe.

Zur graphischen Darstellung von Zeitreihen verwendet man gewöhnlich ein rechtwinkliges xy-Koordinantensystem. Auf der x-Achse werden die Zeitpunkte bzw. die Zeitintervalle abgetragen, auf der y-Achse die Merkmalswerte.

Üblicherweise verbindet man aufeinanderfolgende Punkte geradlinig; dadurch soll die zeitliche Entwicklung besser zur Geltung kommen. Bezieht sich die Zeitreihe auf eine Bestandsmasse (z.B. Einwohnerzahl einer Gemeinde), so können die auf den Verbindungslinien zwischen den einzelnen Punkten liegenden Merkmalswerte als mehr oder minder gute Annäherungswerte für den betreffenden Zeitpunkt aufgefaßt werden.-

Den so entstandenen gebrochenen Kurvenzug jedoch als analytische Funktion (etwa $y = f(x)$) zu betrachten, führt leicht zu falschen Ergebnissen. Denn meistens ist der Verlauf zwischen 2 Punkten nicht bekannt. Wählt man aber trotzdem als Verbindungslinie für 2 Punkte eine Gerade oder für die Kurve, die durch die einzelnen Punkte auf dem Diagramm geht, einen möglichst "glatten" Verlauf, so muß man berücksichtigen, daß durch eine Schar von Punkten in einer Ebene (wenigstens theoretisch) eine unendliche Zahl verschiedener Kurven gelegt werden kann.

---

1) Qu: (2)(10)(18)(23)(33)(44)(76)

Eine diskontinuierliche statistische Reihe kann also nicht ohne weiteres mit einer analytischen Kurve identifiziert.werden.

Bei Ereignismassen (Beispiel Kohleförderung) haben streng genommen nur die einzelnen Punkte eine Bedeutung.

Aber auch hier verbindet man normalerweise die aufeinanderfolgenden Punkte geradlinig.

Die graphische Darstellung vieler Zeitreihen sowie wirtschaftstheoretische Überlegungen, also statistische Erfahrung und Wirtschaftswissenschaft, haben zu der Vorstellung geführt, daß eine Zeitreihe durch das Zusammenwirken mehrerer Ursachenkomplexe entsteht.

Wenn das der Fall ist, so muß man auch nachträglich eine Zeitreihe in ihre Einflußfaktoren (Komponenten) zerlegen können.

Meist unterstellt man vereinfachend, daß eine Reihe sich aus vier Komponenten zusammensetzt. Die einzelnen Komponenten sind: Die Saisonschwankung, der Trend, die Konjunktur (zykl. Schwankung) und die irreguläre Schwankung.

Häufig werden der Trend und die zyklischen Schwankungen zu der sog. "glatten" Komponente zusammengefaßt.

Zur Begründung wird angeführt, daß ein objektives Kriterium für die Trennung der beiden Faktoren nicht vorhanden ist, und es überhaupt fraglich ist, ob nicht beide Entwicklungen, die langfristige Entwicklung und ihre Abschwächung bzw. Beschleunigung organisch zusammenhängen.

Wie schwierig es häufig ist, Faktoren einer dieser Komponenten zuzuordnen, sei an einem Beispiel erläutert:
Eine Zeitreihe stelle die Kartoffelernteergebnisse eines Landes dar (in Doppelzentnern je Jahr). Diese steht u. a. unter dem Einfluß folgender Faktoren:

1. Kartoffelanbaufläche, die in der Zeit zunimmt
2. Fortschritte der landwirtschaftlichen Technik (Verbesserung der Fruchterfolge, Düngung, Bodenbearbeitung usw),
3. Veränderung in der allgemeinen Bodenbeschaffenheit, die zum Teil auch durch die allmähliche Verschiebung der mit Kartoffeln bebauten Flächen entstehen kann.
4. Klimaeinwirkungen, die ihrerseits unter Umständen einen mehrjährigen Zyklus aufweisen, gemessen nach Wärmesumme, Niederschlagsmenge, Vegetationsperiode, zufälligen örtlichen Einwirkungen (Hagelschlag, Überschwemmung, Auswinterung)
5. Schädlingsbefall (Kartoffelkäfer).

Nur die Ursachengruppe 1 kann durch Errechnung der durchschnittlichen ha-Erträge mehr oder weniger ausgeschaltet werden. Die Abschätzung des Einflusses der übrigen Faktoren stellt ein Zurechnungsproblem dar. Man kann sich vorstellen, daß die Faktoren 2 und 3, die ziemlich eng miteinander verbunden sind, eine mehr oder weniger stetige Zunahme der Kartoffelernte bewirken können. Bei Faktor 4 müßte man einerseits die zyklische und andererseits die zufällige Schwankungskomponente unterscheiden. Analoges gilt für Faktor 5.

1.2 Die einzelnen Komponenten einer Zeitreihe

Die oben genannten vier Komponenten seien nun im einzelnen beschrieben.

1.21 Die Saisonkomponente[1)]

Es gibt eine große Anzahl von Vorgängen innerhalb des natürlichen, sozialen und wirtschaftlichen Geschehens

---

1) Qu: (5)(7)(8)(9)(35)(55)(56)(57)(61)

die sich zu bestimmten Zeitpunkten (Monaten, Jahreszeiten usw.) wiederholen. Dies beruht entweder auf institutionell begründeten Sachverhalten oder auf der Jahresbewegung der Erde um die Sonne.

Diese Ursachen beeinflussen das Wirtschaftsgeschehen unmittelbar und mittelbar:

Unmittelbar bestimmen sie die Produktionsfaktoren und deren Kombinationsmöglichkeiten sowie die Verhaltensweisen der Wirtschaftseinheiten; mittelbar beeinflussen sie die Wirtschaftsabläufe über dem Mechanismus und die Interdependenz von Marktvorgängen.

Da die Saisonbewegungen der einzelnen Wirtschaftsvorgänge durch Faktoren hervorgerufen werden, deren Wirkungsweise und Zusammensetzung variieren, sind Zeitpunkt und Intensität (Amplitude) der Saisonausschläge bei den verschiedenen wirtschaftlichen Zeitreihen unterschiedlich.

Die Regelmäßigkeit eines Saisonablaufs bedeutet streng genommen, daß Saisonausschläge einer bestimmten wirtschaftlichen Zeitreihe in jedem Jahr im gleichen Zeitpunkt den gleichen Amplitudenausschlag haben.

Dies ist jedoch fast nie der Fall. Bei den Amplitudenausschlägen, d.h. dem Problem der Intensität zum gleichen Zeitpunkt, muß man berücksichtigen, daß völlig regelmäßig nur der jahreszeitliche Wechsel von kurzen und langen Tagen ist. Der übrige Ablauf, z.B. die Witterung, ist dagegen unregelmäßig.

Es ist häufig sehr schwierig zu entscheiden, ob ein Geschehen saisonal- oder zufallsbedingt ist. Hier wird man nicht ohne Kompromisse auskommen können.

Ferner muß bei dem Verlauf von langen Zeitreihen (Dauer mehr als 15 Jahre) mit irreversiblen Änderungen der Zusammensetzung und Wirkungsweise der Faktoren und damit der Ablaufformen saisonaler Schwankungen gerechnet werden.

Die Bestimmung der Saisonkomponente stellt vielleicht sogar das wichtigste Problem bei der Reihenzerlegung dar. Die Frage, ob die Zunahme der Arbeitslosenzahl bzw. der Rückgang der Umsätze "nur saisonbedingt" sei oder einen Umschwung der gesamten Konjunktur darstellen, ist schon immer Gegenstand der aufmerksamsten Betrachtungen gewesen.

Um eine eindeutige Bestimmung der saisonalen Schwankungen von wirtschaftlichen Zeitreihen zu erhalten, kann man zu relativ befriedigenden Ergebnissen kommen, wenn man die Untersuchungen in eine empirisch statistische und kausal theoretische unterteilt.

Die kausal theoretische Untersuchung soll den auf empirisch statistischem Wege postulierten Zusammenhang zwischen Ursache und Wirkung theoretisch begründen.

Es gibt eine Reihe von Methoden, um die Saisonkomponente zu errechnen. Die Genauigkeit, mit der die Saisonkomponente bestimmt werden kann, ist aber immer relativ gering, weil man sehr leicht Teile anderer Komponenten, besonders der "glatten" Komponente und der zufallsbedingten Schwankung mit in die Saisonkomponente einbezieht.

Einen typischen Saisonverlauf zeigt die Abb. 1

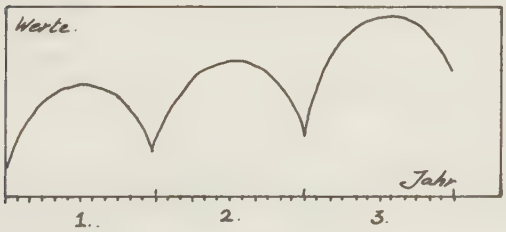


Abb. 1

1.22 Die Trend-Komponente

Der Trend[1] gibt im allgemeinen den Hauptverlauf einer Zeitreihe wieder. Man versteht darunter die allgemeine Entwicklungstendenz in langen Zeitabschnitten. Normalerweise beschreibt er eine Kurve, die sich nur langsam und "stetig" ändert (siehe Abb. 2).

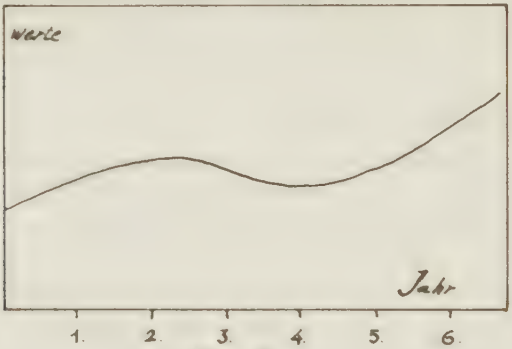


Abb. 2

1.23 Die Konjunkturkomponente

Verglichen mit dem Trend sind Schwankungen der Konjunkturkomponente kurzfristig. Sie ziehen sich aber dennoch über mehrere Jahre hin. Meist sind sie wellenförmige Bewegungen, die dem Trend überlagert sind[2]. Diese Schwankungen können je nachdem periodisch oder nicht periodisch sein (siehe Abb. 3).

---

1) Qu: (1) (20)
2) Qu: (16) (77)

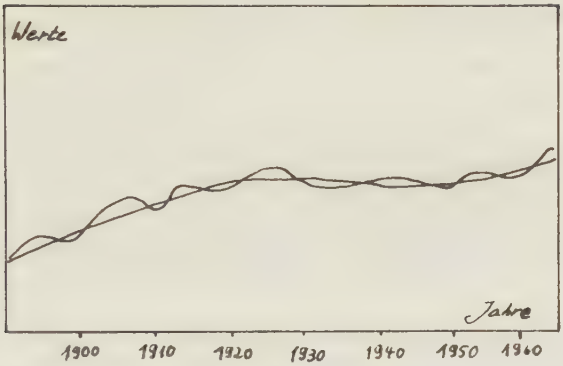


Abb. 3

1.24 Die irreguläre Komponente

Bei den irregulären Schwankungen der sog. Restkomponente handelt es sich um sehr kurzfristige Abweichungen, die häufig reinen Zufallscharakter haben. Als Zufall ist ein unvorhergesehenes, zusätzlich eintretendes Ereignis, wie z.B. Streik oder Unwetter, anzusehen.

1.3 Ziele und Modellvorstellungen der Zeitreihenanalyse

Soll die eben skizzierte Grundvorstellung über die Komponente einer Zeitreihe einen statistisch brauchbaren Wert haben, so müssen Methoden bzw. Verfahren[1] gefunden werden, um eine empirisch vorgegebene Zeitreihe annähernd in die einzelnen verursachenden Komponente zu zerlegen. Damit schält sich die Analyse (das Wort im ur-

---

1) Der Begriff Methode bzw. "Verfahren" bezeichnet ein technisch-organisatorisches Vorgehen, das darin besteht, nach bestimmten Regeln eine endliche Zahl von zweckentsprechenden Maßnahmen zu treffen mit dem Ziel, aus vorgegebenem Ausgangsmaterial konkrete Ergebnisse zu gewinnen.

sprünglichen Sinne verstanden) als zentrales Problem der statistischen Behandlung von Zeitreihen heraus.

Beträgt z.B. im Lande X die Zahl der Beschäftigten am 1.2.1954 4 Millionen und am 1.8.1958 5,2 Millionen, so kann man u.a. fragen, inwieweit die gefundene Differenz von 1,2 Millionen Beschäftigten auf den Saisonunterschied - einmal das Saisontief 1. Februar, einmal das Saisonhoch 1. August - und inwieweit sie auf das Zusammenwirken von Konjunktur und Trend zurückzuführen ist.

Ferner kann man fragen, wenn man die einzelnen Komponenten berechnet hat, welchen Verlauf die Reihe genommen hätte, wenn beispielsweise kein Trend oder keine Saisonbewegung vorgelegen hätte.

Dies ergibt dann die trendbereinigte oder saisonbereinigte Reihe.

Außerdem kann man auf Grund der entdeckten "Gesetzmäßigkeiten" gewisse kurzfristige Prognosen über den zukünftigen Verlauf treffen.

Jeder Versuch einer Isolierung der einzelnen Komponenten setzt eine Modellvorstellung über ihr Zusammenspiel voraus. Bezeichnet man mit Y die Ursprungswerte, mit T den Trend, mit C die Konjunktur, mit S die Saison, mit I die einmaligen und zufälligen Ereignisse, so wäre ein erster, besonders einfacher Ansatz

$$Y = T + C + S + I \,. \tag{1}$$

Dabei sind diese fünf Größen jeweils als Funktionen der Zeit t zu verstehen. Der Gleichung (1) liegt die Annahme zu Grunde, daß sich die Zeitreihe additiv aus den 4 angeführten Komponenten zusammensetzt.

Aber auch eine multiplikative Verbindung von der Form

$$(2) \qquad Y = T \cdot C \cdot S \cdot I$$

ist denkbar.

Diese beiden Grundmodelle unterstellten, daß sich alle Komponenten additiv bzw. alle multiplikativ zur Ursprungsreihe überlagern. Aber auch Mischformen aus teilweise additiver und teilweise multiplikativer Verknüpfung sind logisch vertretbar, wie beispielweise

$$(3) \qquad Y = (T + C) \cdot S + I$$

oder

$$(4) \qquad Y = T \cdot C + S + I \, .$$

Hat man sich für einen bestimmten Modelltyp entschieden, so gibt es eine Vielzahl von Verfahren, um die einzelnen Komponenten zu berechnen.

2. Übersicht über die Methoden zur Zerlegung von Zeitreihen

In Anlehnung an A. W a l d[1] wurden die Methoden, mit denen man Zeitreihen zerlegen kann, häufig unterteilt in innere und äußere Methoden. Die Bezeichnung "innere und äußere" Methoden erklärt sich daraus, daß in den inneren Methoden nur die Werte der zu analysierenden Reihe selbst zugrunde gelegt werden, während man bei den äusseren Methoden zusätzliche Informationen heranzieht.

2.1 Innere Methoden

Die um 1920 entwickelten Zerlegungsmethoden sind fast durchweg innere Methoden. Üblicherweise unterscheidet man zwischen Methoden starrer Saisonnormalen und Methoden beweglicher Saisonnormalen. Bei den Methoden starrer Saisonnormalen wird angenommen, daß sich die Saisonkomponente Jahr für Jahr in genau gleicher Form wiederholt:

$$S_{ij} = S_j \quad \text{für alle Jahre} \qquad i = 1,..n,$$

(Die Werte S_j werden bei additiver Verknüpfung der Komponente als Saisonveränderungszahlen, bei multiplikativer Verknüpfung als Saisonindexzahlen bezeichnet.)

Ferner rechnet man jede Abweichung von der starren Saisonnormalen der irregulären Komponente zu.

Bei den Methoden beweglicher Saisonnormalen wird berücksichtigt, daß Gestalt und / oder Amplitude der Saisonkomponente zeitlichen Veränderungen unterworfen sein können.

---

1) Qu: (70)

2.11 Methoden starrer Saisonnormalen

Von den Verfahren starrer Saisonnormalen ist vor allem das Gliedziffernverfahren von W. Persons[1] bekannt geworden. Persons nimmt an, daß sich die Ursprungsreihe (Y) aus Saison (S) und irregulärer Komponente (I) und glatter Komponente (G) multiplikativ zusammensetzt.

$$Y = S \cdot I \cdot G$$

Es werden zunächst sog. Gliedziffern berechnet, indem man jeden Monatswert (Ursprungswert) durch den Wert des Vormonats dividiert. Aus diesen Gliedziffern wird dann für ein und denselben Monat in verschiedenen Jahren das arithmetische Mittel gebildet. Man erhält also 12 Mittelwerte. Diese 12 Mittelwerte sind die Saisonnormale.

Die Saisonkomponente besteht dann aus einer jährlichen Wiederholung dieser Saisonnormalen. Indem man die Werte der Ursprungsreihe durch die der Saisonkomponente dividiert, erhält man eine saisonbereinigte Reihe, bestehend aus glatter und irregulärer Komponente. Dieses Verfahren kann zu absurden Ergebnissen[2] führen, wenn die Voraussetzungen der starren Saisonnormalen nicht genau erfüllt ist.

Ein anderes Verfahren zur Berechnung der Saisonnormalen stammt von E.W. Kemmerer[3] und H.T. Davis[4].

Die drei Komponente setzen sich wie bei Persons multiplikativ zur Ursprungsreihe zusammen.

$$Y = S \cdot I \cdot G$$

---

1) Qu: (50)
2) Qu: (2)
3) Qu: (33)
4) Qu: (10)

Bei diesem Verfahren werden aber keine Gliedziffern berechnet. Man bildet aus allen gleichmonatigen Ursprungswertennje ein arithmetisches Mittel. Die Saisonnormale setzt sich dann aus den so errechneten 12 Mittelwerten zusammen. Die Saisonbereinigung besteht dann wie bei Persons aus einer jährlichen Wiederholung dieser Saisonnormalen.

Der weitere Rechengang ist dann analog zu Persons. Während Kemmerer und R. Davis dieses Verfahren auf die Ursprungswerte der Reihe anwenden, legt H.D. Falkner [1] diesen Berechnungen die Abweichung der ursprünglichen Werte von der "glatten" Komponente zugrunde.

Die "glatte" Komponente einer Zeitreihe kann man u.a. mit Hilfe von gleitenden Durchschnitten berechnen.

Man bildet für Einzelstrecken (Ursprungswerte !) einer Zeitreihe die arithmetischen Durchschnitte und verbindet die erhaltenen Punkte Y in einem Diagramm durch Linien. Im einfachsten Fall sieht das z.B. folgendermaßen aus:

$$\frac{Y_{Jan./1953} + Y_{Februar/1953} + Y_{März/1953}}{3} = Y_{Febr./1953}$$

$$\frac{Y_{Febr./1953} + Y_{März/1953} + Y_{April/1953}}{3} = Y_{März/1953}$$

usw.

Es gibt nun eine Vielzahl von gleitenden Durchschnitten, z.B. der gleitende Zwölfmonatsdurchschnitt oder Spencer-Durchschnitte und andere Ausführungsarten. Bei den gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitten beispielsweise berechnet sich der Wert für den Monat Juli als arithmetischer Durch-

---

1) Qu: (21)

schnitt der Werte der Monate Februar bis Dezember des laufenden Jahres zuzüglich des halben Wertes des Jahres des laufenden Jahres und des halben Wertes des Januar des folgenden Jahres.

Will man die Vor- und Nachteile der gleitenden Durchschnitte gegeneinander abwägen, so ist auf folgendes zu verweisen:

Bei der Methode der gleitenden Durchschnitte werden keine starren Annahmen über mathematische Formeln der "glatten" Komponente vorausgesetzt. Besitzt eine Zeitreihe eine regelmäßig wiederkehrende periodische Welle (starre Saisonnormale), so werden gleitende Mittelwerte, deren Längen genau der Periodenlänge entsprechen, die Welle mehr oder weniger ausschalten.

Später hat u.a. H a n n a n [1] jedoch darauf verwiesen, daß durch gleitende Durchschnitte Teile der Saisonkomponente in die "glatte" Komponente verdrängt werden können. Auch können durch die Methode Phasenverschiebungen und fiktive Wellen entstehen, die nicht mit dem Grundmaterial vereinbar sind.

Außerdem wird ein einmalig auftauchender extremer Ausschlag in der ursprünglichen Zeitreihe durch beispielsweise den gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitt gleichmäßig auf 6 Monate vor dem Extremwert und auf 6 Monate nach dem Extremwert verteilt. Das bedeutet, daß in diesem Falle die "glatte" Komponente für 12 Monate nach oben oder unten verschoben wird. Es fragt sich, ob nicht bei Auftreten eines Extremwertes eine subjektive Ad-hoc-Ausschaltung vorteilhafter ist.

Der vor allem für Konjunkturforscher entscheidende Nachteil besteht darin, daß an beiden Enden der Reihe durch Bilden der gleitenden Durchschnitte immer einige Werte

---

1) Qu: (29)

verloren gehen. Weitere Untersuchungen auf dem Gebiet der gleitenden Durchschnitte stammen vor allem von W e i c h s e l b e r g e r [1].

2.12 Methoden beweglicher Saisonnormalen

2.121 Einzelne spezielle Verfahren

Bei den Methoden starrer Saisonnormalen wurde jede Abweichung der als starr betrachteten Saisonnormalen der irregulären Komponente zugerechnet. Die ersten Versuche jedoch mit Saisonnormalen konstanter Gestalt aber variabler Amplitude zu arbeiten, stammen u.a. von G. G r ä b n e r [2]. Ein sehr ausgefeiltes Modell hat A. W a l d [3] entwickelt, das von einer additiven Verknüpfung der Komponenten ausgeht:

$$Y_{ij} = G_{ij} + S_{ij} + J_{ij}$$

Er nimmt an, daß die Saisonkomponente S_{ij} das Produkt einer starren Saisonnormalen S_j mit einer variablen Amplitude A_{ij} ist ($S_{ij} = A_{ij}S_j$), die sich im Laufe der Zeit nur langsam und stetig verändert. Wald schaltet zunächst die "glatte" Komponente mit Hilfe eines gleitenden Zwölfmonatsdurchschnittes aus und bestimmt die Saisonnormale S_j durch Mittelung der Werte für ein und denselben Monat in verschiedenen Jahren.

Dann berechnet er aber durch ein gleitendes Verfahren für jeden Monat einen eigenen Wert der Amplitude A_{ij}.

Bei manchen Zeitreihen findet man eine Saisonkomponente mit konstanter Gestalt, deren Amplitude sich jedoch von Jahr zu Jahr sprunghaft ändert: $S_{ij} = A_i S_j$, wobei A_i von Jahr zu Jahr beliebige Werte annehmen kann.

---

1) Qu: (72)
2) Qu: (53)
3) Qu: (70)

Solche sprunghafte und regellose Änderungen der Amplitude treten vor allem bei Größen auf, die von der Witterung abhängig sind, z.B. bei Gemüsepreisen, aber auch bei verschiedenen Infektionskrankheiten. Auch hier wird man es vielfach als unerwünscht ansehen, die auf die Änderung der Amplitude zurückgehende jährliche Veränderung der Saisonnormalen logisch der irregulären Komponente zuzurechnen - ganz abgesehen davon, daß die üblichen Verfahren wegen der irregulären Änderung der Amplitude auch formal nicht gut anwendbar sind. Ein Verfahren zur Analyse solcher Reihen wurde von P f a n z a g e l [1] entwickelt.

Schließlich findet man vielfach Zeitreihen, bei denen sich nicht nur die Amplitude, sondern auch die Gestalt der Saisonnormalen ändert. Man denke z.B. an den Gesamtindex der industriellen Produktion, dessen Saisonnormale durch (entsprechend gewichtete) Überlagerung der Saisonnormalen der einzelnen Industriezweige entsteht. Es braucht sich an den Saisonnormalen der einzelnen Industriezweige gar nichts zu ändern, sondern nur ein Industriezweig im Vergleich mit den anderen ständig an Bedeutung zuzunehmen und schon ist die Saisonnormale der Gesamtreihe einer langfristigen Entwicklung unterworfen.

In diesem Fall und in ähnlich gelagerten Fällen hat man eine langsam und stetig veränderliche Saisonkomponente vor sich. Der Umstand, daß die Änderung aus der Natur der Sache heraus nur langsam und stetig vor sich gehen kann, ist wesentlich, denn sonst würde der Unterschied zwischen den Änderungen der Saisonkomponente einerseits und der irregulären Komponente andererseits verwischt.

E.C. S n o w [2] hat eine Methode für die Zerlegung solcher Reihen entwickelt. Snow unterstellt additive Verknüpfung der Komponente nach der Form

$$Y = G + S + I.$$

---

1) Qu: (52)
2) Qu: (66)

Bei diesem Verfahren werden die Werte gleicher Monate zu insgesamt zwölf neuen Reihen zusammengefaßt und jede dieser Reihen für sich ausgeglichen. Zu diesem Verfahren gibt es mehrere Spielarten. Während Snow von den Ursprungswerten der Reihe ausgeht, benutzt J.C..C l e n d e n i n [1] die von der "glatten" Komponente bereinigten Werte, d.h. er gewinnt zunächst durch Bildung gleitender Durchschnitte eine erste Schätzung für die "glatte" Komponente und subtrahiert diese von den Ursprungswerten.

Auch die Glättung der zwölf Reihen kann nach verschiedenen Verfahren erfolgen.

Während Snow eine Regressionsgerade durch die Werte legt, glättet G r e s s e n s [2] durch fünfgliedrige gleitende Mediane, S h i s k i n [3] verwendet gleitende Durchschnitte.

Die ausgeglichenen Werte der einzelnen Monate werden sodann für die Monate innerhalb eines Jahres so korrigiert, daß ihre Summe Null ergibt. Diese Werte von den Ergebnissen der Ursprungsreihe abgezogen, ergeben eine Reihe, die im wesentlichen ein Kompositum aus "glatter" und irregulärer Komponente ist.

Die Methode von Snow wird heute in dieser ursprünglichen Form nicht mehr verwendet, aber Snows Gedankengänge und Vorstellungen wurden in letzter Zeit wieder aufgegriffen, vor allem von A n d e r s o n [4] und der Deutschen Bundesbank. (Letzteres Verfahren wird noch ausführlich beschrieben).

---

1) Qu: (7)
2) Qu: (27)
3) Qu: (64) (63)
4) Qu: (44)

2.122 Regressionsanalytische Verfahren bei der Trendermittlung

Viele der oben besprochenen Methoden basieren auf einer Schätzung der "glatten" Komponente mit Hilfe eines gleitenden Zwölfmonatsdurchschnittes.

Eine andere allerdings weniger verbreitete Methode bedient sich zu diesem Zweck der Regressionsanalyse. Es wird zunächst eine gewisse Annahme über den Funktionstyp gemacht, dem die "glatte" Komponente angehört, und dann die Parameter dieser Funktion nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt.

Da bei wirtschaftstatistischen Zeitreihen nur selten eine Modellvorstellung über den Verlauf der "glatten" Komponente vorliegt, hat man meist keinen Anhaltspunkt über den Funktionstyp der "glatten" Komponente und begnügt sich daher in der Praxis damit, ein Polynom anzusetzen.

Durch die Verwendung von Polynomen kann der mit der Regressionsanalyse verbundene Rechenaufwand wesentlich herabgesetzt werden. (Auf diesen Punkt wird bei der Besprechung des Verfahrens von Cowden noch eingegangen werden).

Der Vorteil der regressionsanalytischen Verfahren gegenüber den gleitenden Durchschnitten besteht darin, daß die bereinigte Reihe bis zu den Enden weitergeführt werden kann. Die Weiterführung der Regressionskurve für Extrapolationszwecke ist jedoch von fraglichem Wert, wenn es nicht möglich ist, den Funktionstyp aus einem dem Sachverhalt adäquatem Modell abzuleiten.

2.123 Die Differenzenmethode

Wie oben ausgeführt, beruht die Methode der gleitenden Durchschnitte letztlich darauf, daß man die Kurve Stück für Stück durch eine Gerade approximiert.

Es ist nun naheliegend, daß man die Kurve nicht durch eine Gerade, sondern durch eine Kurve zweiten oder höheren Grades annähert. Dieses Verfahren führt ebenfalls zu gleitenden Durchschnitten, bei denen aber die Gewichtung der einzelnen Y verschieden ist.

Es ist zweifellos nicht sehr befriedigend, nach Gefühl abschätzen zu müssen, ob man gewöhnliche gleitende Durchschnitte oder solche zweiten oder dritten oder noch höheren Grades anwenden soll. Wenn man eine hinreichend lange Zeitreihe zur Verfügung hat, wird man zweckmäßigerweise zunächst mit Hilfe der Differenzenmethode feststellen, welchen Grad des Polynoms man für die Approximation der Komponente G benötigt. Der Grundgedanke der Differenzenmethode ist, daß durch sukzessive Bildung der Differenzen

$$\Delta_1 Y_i = Y_i - Y_{i-1}; \quad \Delta_2 Y_i = \Delta_1 Y_i - \Delta_1 Y_{i-1}$$

uns. die "glatte" Komponente G nach und nach verschwindet.

Kann man die "glatte" Komponente durch k-maliges Bilden von Differenzen ausschalten, so ist k der gesuchte Grad des Polynoms, den man zur Approximation zu verwenden hat.

Man kann die Differenzenmethode dazu verwenden, um die Zeitreihe von den Zufallsschwankungen zu befreien, (d.h. das Kompositium aus "glatter" und saisonaler Komponente

darzustellen) oder um eine saisonbereinigte (oder saisonunabhängige Reihe, die also nur aus "glatter" und irregulärer Komponente besteht, zu glätten.

Die Differenzenmethode wurde u.a. von O. A n d e r s o n[1] entwickelt. Weitere Beiträge stammen von G. T i n t n e r[2] und R. Z a y c o f f [3]. Während die Differenzenmethode von der Annahme einer additiven Verknüpfung zwischen "glatter" und irregulärer Komponente ausgeht, bezieht sich die von R. S t r e c k e r [4] entwickelte Methode (die sog. "Quotientenmethode") auf den Fall einer multiplikativen Verknüpfung.

2.124 Neuere Methoden

Zu den neueren Methoden gehören die Methoden der Deutschen Bundesbank, die Methoden Bongard und die Methoden der Fourier-Analyse. Über diese wird in den folgenden Kapiteln ausführlich berichtet werden.

Auf einen Punkt sei aber hier schon hingewiesen:

Bis vor kurzem war die Entwicklung der Zerlegungsmethoden dadurch eingeengt, daß man den Rechenaufwand in gewissen Grenzen halten mußte. Der Einsatz elektronischer Rechenanlagen hat hier naturgemäß neue Entwicklungsmöglichkeiten eröffnet.

Auf dem Gebiet des Einsatzes elektronischer Rechenanlagen zur Zerlegung von Zeitreihen haben Shiskin und Eisenpress[5] Pionierarbeit geleistet.

Durch den Einsatz elektronischer Rechenanlagen ist es praktisch erst möglich geworden, die Zerlegung schrittweise immer weiter zu verfeinern, z.B. indem man die Zerlegung

---

1) Qu: (2)
2) Qu: (68)
3) Qu: (77)
4) Qu: (67)
5) Qu: (63) (64)

mit einer verbesserten Schätzung der "glatten" Komponente wiederholt. Auf Grund des von Shiskin und Eisenpress ausgearbeiteten Verfahrens werden in U.S.-Bureau of the Census derzeit mehr als 10 000 Zeitreihen laufend bereinigt. Auch die Methode Bongard wird vor allem vom Statistischen Amt der EWG in Brüssel laufend benutzt.

2.2 Äußere Methoden

Das Wesen der äußeren Methoden besteht, wie eingangs ausgeführt, darin, daß man bei der Analyse versucht, außer den Daten der analysierten Reihe selbst noch zusätzlich Unterlagen über die den Verlauf der Reihe beeinflussenden Faktoren heranzuziehen. Die ersten Arbeiten in dieser Richtung stammen u.a. von J. Wisniewski[1]. H. Mendershausen[2] befaßt sich ausführlich mit den äußeren Methoden und gibt ein eigenes Verfahren an. Nach Mendershausen wird zunächst die "glatte" Komponente als der Repräsentant der allgemeinen Entwicklung ausgeschaltet. Sodann wird mit regressionsanalytischer Methode untersucht, inwieweit das verbleibende Kompositum aus saisonaler und irregulärer Komponente durch andere Einflußfaktoren bestimmt ist. Die Anwendung dieses Verfahrens setzt selbstverständlich eine genaue sachliche Durchleuchtung der Zusammenhänge voraus, um sicherzustellen, daß tatsächlich alle relevanten Einflußfaktoren bei der Regressionsanalyse berücksichtigt werden. Regressionsanalytische Verfahren der geschilderten Art erlauben es beispielsweise auch, Verzerrungen der Saisonnormalen, die sich aus den Unregelmäßigkeiten des Kalenders (wechselnde Zahl von Wochenenden in ein und demselben Monat, in verschiedenen Jahren, bewegliche Feiertage ergeben) in adäquaterweise zu eliminieren. Eine Anwen-

---

1) Qu: (76)
2) Qu: (38, 39, 40)

dung auf die Analyse der Stromproduktion hat O. Anderson jun.[1] beschrieben. Auch die neusten Untersuchungen von Fuchs[2] über das Problem der Temperaturbereinigung auf das im Rahmen des Verfahrens der Deutschen Bundesbank noch eingegangen wird, müssen in diesem Zusammenhang erwähnt werden.

---

1) Qu: (3)
2) Qu: (22)

3. Zwei neuere Verfahren

3.1 Die Methode der Deutschen Bundesbank

Nachdem nun in einem großen Überblick die einzelnen Verfahren kurz angedeutet worden sind, soll - wie schon erwähnt - nun auf ein relativ einfaches Verfahren, das sich unter dem Namen "Verfahren der Deutschen Bundes bank"[1] im Schrifttum durchzusetzen beginnt, ausführlich eingegangen werden. Wie sich noch im weiteren zeigen wird, weist die Methode gewisse Vorteile gegenüber herkömmlichen Methoden auf. So ist beispielsweise dieses Modell so gewählt, daß die Methode sowohl für die additive oder multiplikative Überlagerung der Saisonkomponente und der "glatten" Komponente, als auch für die gemischte Überlagerung Gültigkeit hat. (Die Verknüpfung der beiden genannten Komponenten ist additiv und multiplikativ.) Außerdem ist das Modell durch die sog. "Trendverlegung" sehr flexibel.

Es werden bei der Beschreibung der Methode der Deutschen Bundesbank die Formelsymbole nicht verändert, um einen Vergleich mit den einschlägigen Veröffentlichungen zu erleichtern.

Ferner bedarf die Bezeichnung "Trend" einer Erläuterung. Die Deutsche Bundesbahn nimmt nämlich mit der Begründung, daß nur kurzfristige, höchstens mittelfristige Zeitreihenanalyse letztlich interessant sei, keine Trennung zwischen der Trend- und Konjunkturkomponente vor.

Im folgenden ist unter "Trend" stets eine Zusammenfassung der beiden genannten Komponente zur "glatten" Komponente zu verstehen. Der Ursprungswert (a_n) setzt sich aus

---

1) Qu: (11)(12)(13)(14)(69)

"Trend" (t_n), Saisonkomponente (p_n) und irregulärer Komponente (e_n) zusammen.

3.11 Die Grundzüge des Verfahrens

Nach den obigen, einleitenden, allgemeinem Vorbemerkungen wird nun über die einzelnen Schritte dieses Verfahrens ausführlich berichtet.

1. Für alle Monate des zurückliegenden Vergleichszeitraumes wird außer der statistischen Originalzahl, dem sogenannten Ursprungswert, auch noch der sog. gleitende Zwölfmonatsdurchschnitt (als zugehöriger "Trendwert") festgestellt[1].
2. Für jeden der zwölf Kalendermonate wird ein Arbeitsdiagramm gebildet, wie es z.B. für den Januar durch Abb. 4 dargestellt ist.

Arbeitsdiagramm für Januar

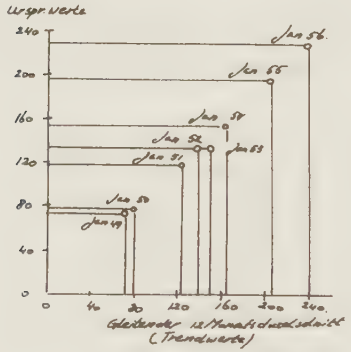


Abb. 4

---

1) Durch den gleitenden 12 Monatsdurchschnitt fallen am Ende und Anfang je 6 Werte weg. Siehe dazu Seite unter Punkt 8.)

In diesem Arbeitsdiagramm werden auf der Ordinate die tatsächlichen Januarwerte der gesamten Beobachtungszeit und auf der Abszisse die zu diesen Werten gehörenden Zwölfmonatsdurchschnitte abgetragen. Dieses Arbeitsdiagramm vermittelt einen Überblick, ob die Abweichungen der einzelnen Januarwerte von dem jeweiligen Zwölfmonatsdurchschnitt eine gewisse Regelmäßigkeit aufweisen.

Dabei können folgende fünf Modellfälle auftreten: (siehe Abb. 5 nächste Seite)

Modellfall 1:	Saisonkomponente gleich Null
Modellfall 2:	Multiplkative Saisonkomponente
Modellfall 3:	Additive Saisonkomponente
Modellfall 4:	Die Monatsdaten sind unabhängig vom gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitt
Modellfall 5:	"gemischtes" saisonales Verhalten (Kombination zwischen Modellfall 2 und 3)

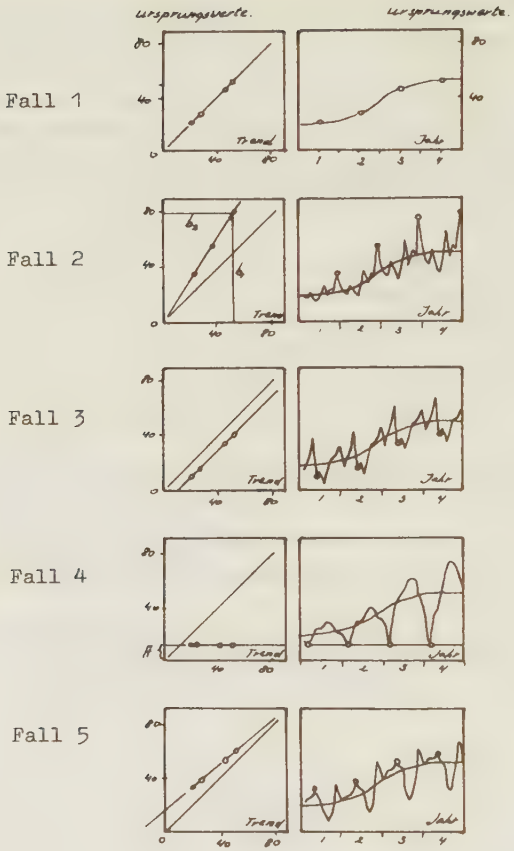

Ursprungswerte.
Ursprungswerte.
Fall 1
Fall 2
Fall 3
Fall 4
Fall 5
Trend
Jahr

Abb. 5

In Wirklichkeit liegen die Punkte, die man bei der Bearbeitung einzelner empirischer Zahlenreihen gewinnt, natürlich nie genau auf einer Geraden. Die Geraden sind stets nur gewisse Hilfslinien, durch die die allgemeine Lage der Punkte im Arbeitsdiagramm in etwa charakterisiert werden soll.

3. Sobald die Lage der Punkte im Arbeitsdiagramm tatsächlich, und sei es auch nur in grober Annäherung, durch eine Gerade charakterisiert werden kann, wird in das Arbeitsdiagramm (Abb. 4) eine derartige Gerade eingezeichnet als sog. Regressionslinie, und zwar - den üblichen statistischen Methoden folgend - so, daß die Quadrate der senkrecht gemessenen Abstände der einzelnen Punkte von dieser Geraden im Durchschnitt möglichst klein bleiben. Mathematisch sieht das folgendermaßen aus:

Das saisonale Verhalten der Zeitreihe wird für alle gleichnamigen Monate als ein linearer Zusammenhang zwischen a und t aufgefaßt, für die die Regressionsgleichung gilt

$$(1) \qquad a(t) = t \cdot B + A$$

Die Berechnung der zwölf Parameter A (Verschiebungskonstanten der Regressionslinien) und der 12 Parameter B (Richtungskonstanten der Regressionslinien) kann jeweils für gleichnamige Monate beispielsweise nach folgenden Formeln durchgeführt werden:

$$(2) \qquad A = \frac{\Sigma t \, \Sigma at - \Sigma t^2 \, \Sigma a}{(\Sigma t)^2 - n \Sigma t^2}, \quad B = \frac{\Sigma a - nA}{\Sigma t}$$

Dazu müssen Σa, Σt, Σat, Σt^2 für jeweils gleichnamige Monate über eine Anzahl von n Jahren berechnet werden. Im Anschluß an die Berechnung der Parameter A, B werden für alle Ursprungswerte die dazugehörenden $\tilde{a}_n$ -Werte (auf der Regressionslinie liegende Regreßwerte) berechnet.

Der Vergleich der Regreßwerte $\tilde{a}_n$ mit ihren Ursprungswerten a_n nach der Formel

$$a_n - \tilde{a}_n = \tilde{\tilde{a}}_n \tag{3}$$

ergibt die Residualwerte a_n, die als Rest- oder Störkomponenten bezeichnet werden, und an denen das saisonale Verhalten jedes Ursprungswertes erkannt wird.

$\tilde{\tilde{a}} > 0$ übersaisonal,

$\tilde{\tilde{a}} < 0$ untersaisonal,

$\tilde{\tilde{a}} = 0$ rein saisonal.

4. In einer weiteren Abbildung, die zum Unterschied von den bisher erwähnten Arbeitsdiagrammen alle Monatsergebnisse des ganzen Beobachtungszeitraumes in der üblichen Weise in kalendarischer Folge umfaßt, werden sowohl die statistischen Ursprungswerte als auch die erwähnten gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitte eingetragen (Abb. 7, Seite 29).

   Die Linie des gleitenden Zwölfmonatsdurchschnittes gibt, wie man sieht, bereits eine gewisse Vorstellung von der jeweiligen allgemeinen Entwicklungsrichtung.

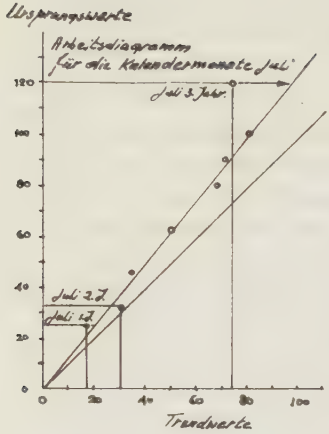


Abb. 6

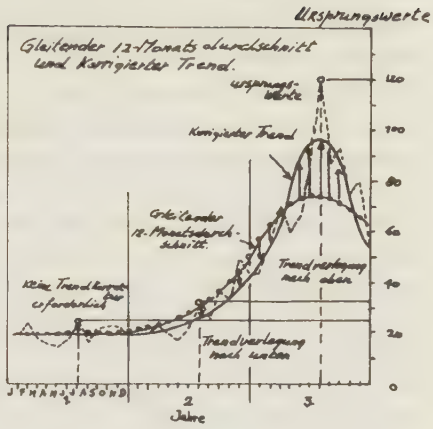


Abb. 7

5. Das Bild von der allgemeinen Entwicklungsrichtung, wie es zunächst aus den Zwölfmonatsdurchschnitten hervorgeht, wird nun mit Hilfe der Informationen, die aus den vorerwähnten Arbeitsdiagrammen gewonnen wurden, auf systematische Weise verbessert. Zu diesem Zweck wird zunächst für jeden einzelnen Punkt in den Arbeitsdiagrammen der in Abb. 6 mit Pfeilen bezeichnete waagerechte Abstand zu der "Regressionslinie" ermittelt (vergl. Gleichung (3) Seite 28).
Diese durch die Pfeile bezeichneten Strecken werden für jeden Monat aus dem Arbeitsdiagramm in die erwähnte Abbildung 7 übertragen, und zwar von dem gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitt aus gerechnet, nach oben laufend, wenn der Ursprungswert im Arbeitsdiagramm links von der Regressionslinie lag, im anderen Fall nach unten. Jeder derartige Pfeil in Abb. 6 deutet an, in welcher Richtung in dem jeweiligen Monat der "Trendwert" verschoben werden mußte, damit

in diesem Monat das verbleibende Verhältnis zwischen dem Ursprungswert und dem zugehörigen neuen Trendwert genau dem Verhältnis entspricht, das durch die Regressionslinie für den betreffenden Kalendermonat dargestellt wird.

Dieser etwas komplizierten Operation liegt folgender Gedanke zugrunde: Es könnte durchaus sein, daß in den zunächst gebildeten Arbeitsdiagrammen der vielleicht recht große Abstand eines Punktes von der eingezeichneten Regressionslinie nicht auf zufällige Einflüsse zurückzuführen ist, sondern vielmehr darauf, daß der in den Arbeitsdiagrammen zunächst als Basis gewählte gleitende Zwölfmonatsdurchschnitt in dem fraglichen Kurvenbereich die allgemeine Entwicklungsrichtung nur unvollkommen wiedergibt. Ob und in welchem Kurvenbereich das tatsächlich der Fall ist, wird nun durch die eingetragenen Pfeile sehr deutlich zum Ausdruck gebracht. Weisen nämlich die Pfeile in mehreren aufeinander folgenden Monaten in verschiedene Richtung, so daß es unmöglich ist, eine "glatte" Linie zu finden, dann ist dies ein Zeichen dafür, daß die Abweichung der Punkte im Arbeitsdiagramm von der Regressionslinie tatsächlich nur "zufallsbedingt" ist und mit besonderen Ereignissen nur vorübergehender Art in den fraglichen Monaten zusammenhing. Deuten aber die Pfeile für mehrere aufeinander folgende Monate vorwiegend in dieselbe Richtung, dann ist das ein Signal dafür, daß von diesem Kurventeil die allgemeine Entwicklungsrichtung nur sehr schlecht widergespiegelt wird.

Deshalb wird in diesen Fällen der Kurvenzug, der die allgemeine Entwicklungsrichtung beschreiben soll, verschoben.

Es wird also der zunächst berechnete gleitende Zwölfmonatsdurchschnitt durch einen Kurvenzug ersetzt, der einigermaßen der Lage der Pfeilspitzen entspricht. Dazu hat sich auf Grund der späteren Kontrollen, die das Verfahren noch ermöglicht, das einfache Freihandverfahren als durchaus brauchbar und hinreichend erwiesen, wobei nur zu beachten ist, daß, aufs Ganze gesehen, Verschiebungen nach oben und solche in der umgekehrten Richtung einander etwa die Waage halten sollten.

6. Ausgehend von dieser verbesserten Linie für die allgemeine Entwicklungsrichtung werden nun die Schritte 2 und 3 noch einmal wiederholt. Das heißt, es werden in zwölf neue Arbeitsdiagramme der eingangs geschilderten Art Punkte eingezeichnet, deren Höhe über der Abszisse wieder dem ursprünglichen, von der Statistik gelieferten Monatswert entspricht, während nunmehr der Abstand von der Ordinate durch den Wert bestimmt ist, den der neugewonnene Kurvenzug für die allgemeine Entwicklungsrichtung (Schritt 5) im fraglichen Monat erreicht. Bei fast allen bearbeiteten Reihen lagen bei dieser zweiten Prozedur die meisten Punkte schon von vornherein ziemlich genau auf einer Geraden. Das deutet darauf hin, daß die beim ersten Durchlauf aufgetretenen größeren Abweichungen in der Tat zumeist darauf zurückzuführen waren, daß der gleitende Zwölfmonatsdurchschnitt die allgemeine Entwicklungsrichtung nur schlecht charakterisierte.

Durch die Korrektur wird nunmehr eine recht plausible Aufteilung der gesamten unruhigen Bewegung der Ursprungsreihe in einem mehr der allgemeinen Entwicklung und einen mehr den jeweiligen jahreszeitlichen Erscheinungen zuzurechnenden Bestandteil gewonnen.

Während bei Bildung der ersten vorbereitenden Arbeitsdiagramme alle Punkte berücksichtigt werden, werden in den jeweils letzten Arbeitsdiagrammen bei Ermittlung der optimalen Lage der Geraden einzelne immer noch

sehr extrem liegende Punkte mitunter weggelassen. Es besteht nämlich bei diesen Werten eine hohe Wahrscheinlichkeit, daß sie auf "singulären" Ursachen beruhen.

Die <u>saisonbereinigten Werte</u> (a_n^x) erhält man nun mit Hilfe dieses zuletzt gefundenen "Trends" (t_n^x), indem man die zuletzt erhaltenen Residualwerte $\tilde{\tilde{a}}_n^x$ (analog zu Gleichung (1) und (3) berechnet) zu t_n^x addiert.

(4) $$a_n^x = \tilde{\tilde{a}}_n^x + t_n^x$$

Die <u>Saisonkomponente</u> (p_n) findet man, indem man von dem Regressionswert $\tilde{a}_n^x$ den Trendwert t_n^x abzieht.

(5) $$p_n = \tilde{a}_n^x - t_n^x$$

Die Restkomponente (e_n) ist die Differenz zwischen Ursprungswert a_n und seinem Regreßwert $\tilde{a}_n^x$.

(6) $$e_n = a_n - \tilde{a}_n^x$$

e_n wird auch Residuum genannt.

7. Nunmehr werden Streuungskorridore berechnet. Dazu berechnet man zunächst

(7) $$\sigma = \sqrt{\frac{\sum e_n}{n}}$$

Den variablen Saisonkorridor erhält man dann nach folgender Formel

$$(8) \qquad S_a = \tilde{a}^{x} \pm 2\sigma$$

Dieser wird graphisch dargestellt und dient zur Beurteilung der Strenge des saisonalen Verhaltens und zur Charakterisierung der Saisonbewegung.

Aus der bisherigen Praxis hat sich ergeben, daß ein Streuungskorridor mit den Werten $\pm 2\sigma$ ausreichend ist, um die Strenge des saisonalen Verhaltens beurteilen zu können.

Auch um den "Trend" wird ein derartiger Korridor gelegt

$$(9) \qquad S_{t_n} = t_n^{x} \pm 2\sigma$$

Dieser gibt die durchschnittliche Streuung der bereinigten Werte der einzelnen Monate um den "Trend" an.

8. Durch Bildung von gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitten fallen bekanntlich die letzten 6 Glieder einer Reihe weg. Um die Zeitreihe in diesem Endbereich aber auch behandeln zu können, greift man auf das unter Punkt 5 beschriebene Freihandverfahren mit nachfolgender systematischer Korrektur zurück.

9. Alle gewonnenen Ergebnisse werden in einer endgültigen Abbildung zusammengefaßt.

Bei dem bisher beschriebenen Verfahren handelt es sich um eine manuelle Berechnungsmöglichkeit. Im Jahre 1965 wurde von dem Statistischen Bundesamt die elektronische Berechnung eingeführt. Dazu wurde die Methode geringfügig verändert (siehe dazu Kapitel 3.15 auf Seite 43 ff.).

3.12 Anwendung des Verfahrens bei Änderungen im saisonalen Verhalten

Bei dem bisher beschriebenen Verfahren war stillschweigend vorausgesetzt, daß sich die Saison gegenüber der unmittelbar vorhergehenden Periode nicht oder nicht wesentlich geändert hat. Diese Voraussetzung ist insofern berechtigt, als sich bei einem einzigen neuhinzukommenden Wert - auch wenn dieser extrem liegen sollte -, sowieso nicht feststellen läßt, ob es sich um eine Saisonänderung, eine Trendänderung oder um einen gestörten Wert handelt. Um jedoch Veränderungen im saisonalen Verhalten von Jahr zu Jahr zu berücksichtigen, werden bei der Deutschen Bundesbank die Parameter A und B seit 1960 gleitend, d.h. jedes Jahr neu berechnet.

Die zugrunde gelegte Zeitspanne (im allgemeinen sieben Jahre) wird jeweils um ein Jahr nach vorngeschoben nach folgendem System:

1. Berechnung:	Jahr 1 bis 7
2. " :	Jahr 2 bis 8
3. " :	Jahr 3 bis 9 usw.

Auf diese Weise werden allmähliche Veränderungen des saisonalen Verlaufs automatisch in die Rechnung einbezogen jedoch mit einiger Verzögerung.

3.13 Das Trendproblem und die Trendverlegung

Wird das saisonale Verhalten einer statistischen Zeitreihe mit Hilfe einer Korrelation von Reihen- und Trendwerten gemessen, so ist es selbstverständlich, daß ein schlecht liegender "Trend" auch schlechte Ergebnisse bei der Saisonbereinigung ergibt. Folglich ist als Grundforderung an den "Trend" zu stellen:

Er muß "wesenstreu" sein. Wesenstreu heißt, daß bei rein saisonalen Reihen die Ursprungswerte (a) und die zugehörigen Trendwerte (t) in einem Monatsdiagramm (siehe Seite 24 unter 2.) genau auf einer Geraden liegen, andernfalls ist der "Trend" wesensfremd.

In Abb. 8 ist die nicht wesenstreue Lage des "Trends" daran zu erkennen, daß einige Punkte von der Regressionslinie nach oben oder unten abweichen. Hier nun setzt die Deutsche Bundesbank, wie oben schon erwähnt, eine Trendkorrektur ein.

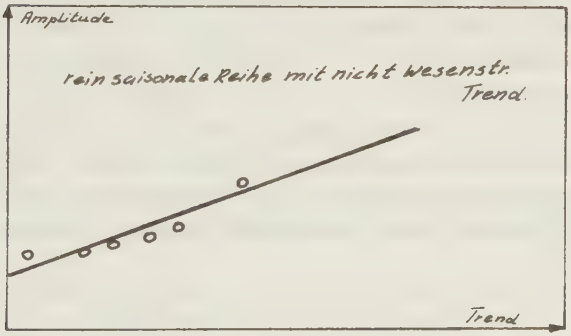


Abb. 8

Die Ermittlung des wesenstreuen "Trends" soll an einer saisonalen Reihe, die nur in einem Punkt gestört ist, (Abb. 9) geklärt werden.

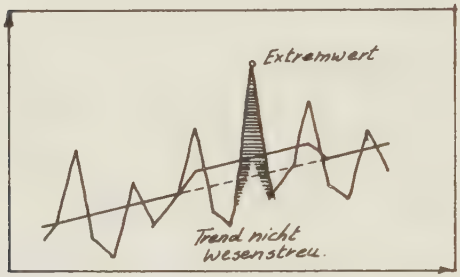


Abb. 9

Bei Anwendung eines gleitenden Zwölfmonatsdurchschnittes als erste Schätzung des "Trends" wird die Störkomponente schon ein halbes Jahr vorher bis ein halbes Jahr nachher mit je 1/12 ihres Wertes die einzelnen Trendwerte beeinflussen. Die Regressionsdiagramme zeigen das deutlich in den Abweichungen der Werte (a,t) von ihrer Regressionslinie (schematisch, Abb. 10 bzw. 11, nächste Seite).

Trägt man diese waagerechten Abstände als Pfeile auf den berechneten Zwölfmonatsdurchschnitten in Abb. 12a auf, so ergeben deren Spitzen für die 6 Monate vor und nach der "Störstelle" die wesenstreue Lage des "Trends", Abb. 12a (Seite 37)

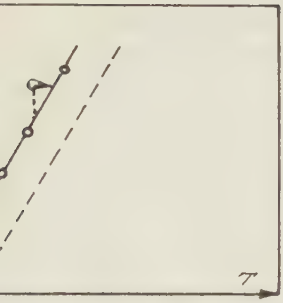


Abb. 10

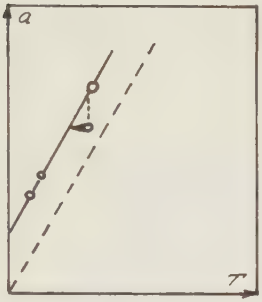


Abb. 11

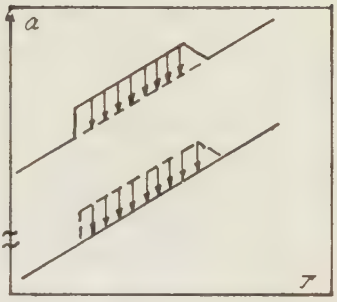


Abb. 12 a/b

Die Pfeilspitzen werden miteinander verbunden und man erhält den wesenstreuen "Trend", Abb. 12 b.

In der Praxis wird bei mehreren auch ihre Richtung ändernden Störungen die Verbindungslinie der Pfeilspitzen eine mehr oder weniger "gezackte" Linie ergeben. Um zum wesenstreuen "Trend" in diesem Fall zu kommen, siehe Abb. 13 und 14 (Seite 38) wird eine Glättung analytisch oder geometrisch vorgenommen.

Zum Wesen des "Trends" gehört es, daß er nicht zu kurze Schwingungen aufweist. Aber der Zeitraum, in dem eine Bewegung noch als Störung oder schon als Trendänderung aufgefaßt werden muß, kann nicht rechnerisch, sondern muß nach sachlogischen Gesichtspunkten bestimmt werden. -

Die Deutsche Bundesbank rechnet im allgemeinen Zeitspannen bis zu zwei Monaten zu Störungen.

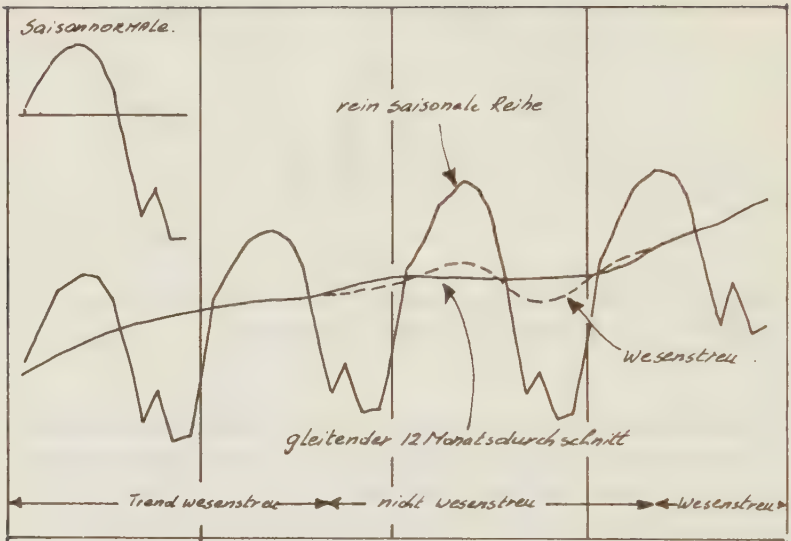

Saisonnormale.
rein saisonale Reihe
wesenstreu
gleitender 12 Monatsdurchschnitt
Trend wesenstreu
nicht wesenstreu
wesenstreu

Abb. 13

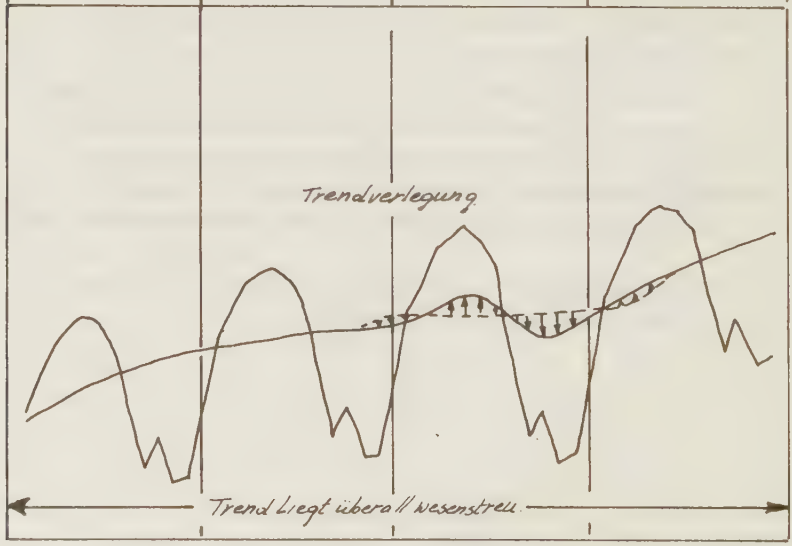

Trendverlegung
Trend liegt überall wesenstreu.

Abb. 14

Die Trendverlegung, die die Deutsche Bundesbank vorschlägt, verfolgt also das Ziel, optimale Schätzwerte für den "Trend" zu ermitteln. Folgende Beispiele mögen diesen Vorgang veranschaulichen:

Tabelle 1:

Produktionsindex Fahrzeugbau 1953 bis 1959	Summen der		
	Trend-werte	saisonbereinigte Werte	Residuen
vor der Trendverlegung	25 292,8	25 274,5	470,1
nach der Trendverlegung	25 282,9	25 273,9	354,4
Veränderung gegenüber der Ausgangsrechnung	-0,04 %	-0,002 %	-24,61 %

Für das Beispiel-Produktionsindex Fahrzeugbau 1953 bis 1959 beträgt:

Die Standardabweichung aller Residuen e_n

<u>vor</u> der Trendverlegung = 7,0,

die Standardabweichung aller Residuen e_n

<u>nach</u> der Trendverlegung = 5,4

Tabelle 2:

Den Einfluß der Trendverlegung auf die Residualwerte für jeden Monat des Jahres 1957 für den Produktionsindex Fahrzeugbau zeigt nachstehende Tabelle.

Werte der Residuen vor (e_o) und nach (e_1) der Trendverlegung:

1957	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Σ	$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma e_o}{12}}$
e_o	4,3	1,0	3,5	9,3	15,7	-0,1	-8,7	-5,8	-9,8	-15,1	-3,4	-8,5	85,2	8,51
e_1	5,2	-2,4	0,0	5,5	12,2	-3,6	-8,3	2,6	2,4	-6,6	-3,7	-11,1	60,6	6,23

Durch die Trendverlegung ist die mittlere quadratische Streuung der Residuen oder Reststörungen um 27,3 % vermindert worden. Die Summe der Restkomponenten (Residuen) sank innerhalb des Jahres 1957 von 85,2 Indexpunkten auf 60,6 Indexpunkte (ohne Vorzeichen), also um 28,9 %.

3.14 Das Problem der Temperaturbereinigung

Von der Deutschen Bundesbank wurde in jüngster Zeit ein interessantes Verfahren entwickelt, um sog. Residuen, die in bestimmten bereinigten Reihen verblieben waren, noch zu eliminieren. Unter Residuen sind Störungen (Extremwerte) der "glatten" Komponente zu verstehen. An dem Beispiel des Arbeitslosen-Indexes, (siehe Seite 41 und 42) soll dieses Verfahren nun geschildert werden.

Wie aus der graphischen Darstellung ersichtlich, weist die bereinigte Reihe jeweils im Januar bis März Residuen auf. Durch eine einfache Regressionsrechnung zwischen der gemittelten Abweichung der Aussenmonatstemperatur von ihrem langfristigen (50 Jahre) Temperatur-Mittel und den Residuen der bereinigten Reihen schaltet man dem Temperatureinfluß aus. Daher nennt die Deutsche Bundesbank dieses Verfahren auch Temperaturbereinigung. Dieses Verfahren wurde von Herrn F u c h s [1], Hamburg, weiterentwickelt und verfeinert.

Eine Temperaturbereinigung kann recht gute zusätzliche Ergebnisse liefern. Es tritt aber in diesem Zusammenhang die Frage auf, ob eine Temperaturbereinigung in der oben angedeuteten Form ausreicht, sind doch für die Ernte-Entwicklung, wie an dem Kartoffelerntebeispiel gezeigt, eine ganze Reihe anderer Faktoren mit ausschlaggebend. Zu diesem Problem sei auf die Arbeiten der Herren P f a u [2], S i l b e r e i s e n [3], Y e n Y a n g W a n g [4] sowie von D a v i s [5] verwiesen.

---

1) Qu: (22)
2) Qu: (54)
3) Qu: (60)
4) Qu: (71)
5) Qu: (10)

Tabelle 3 ARBEITSLOSE SAISONBEREINIGTE WERTE (gesamt in Tsd.)

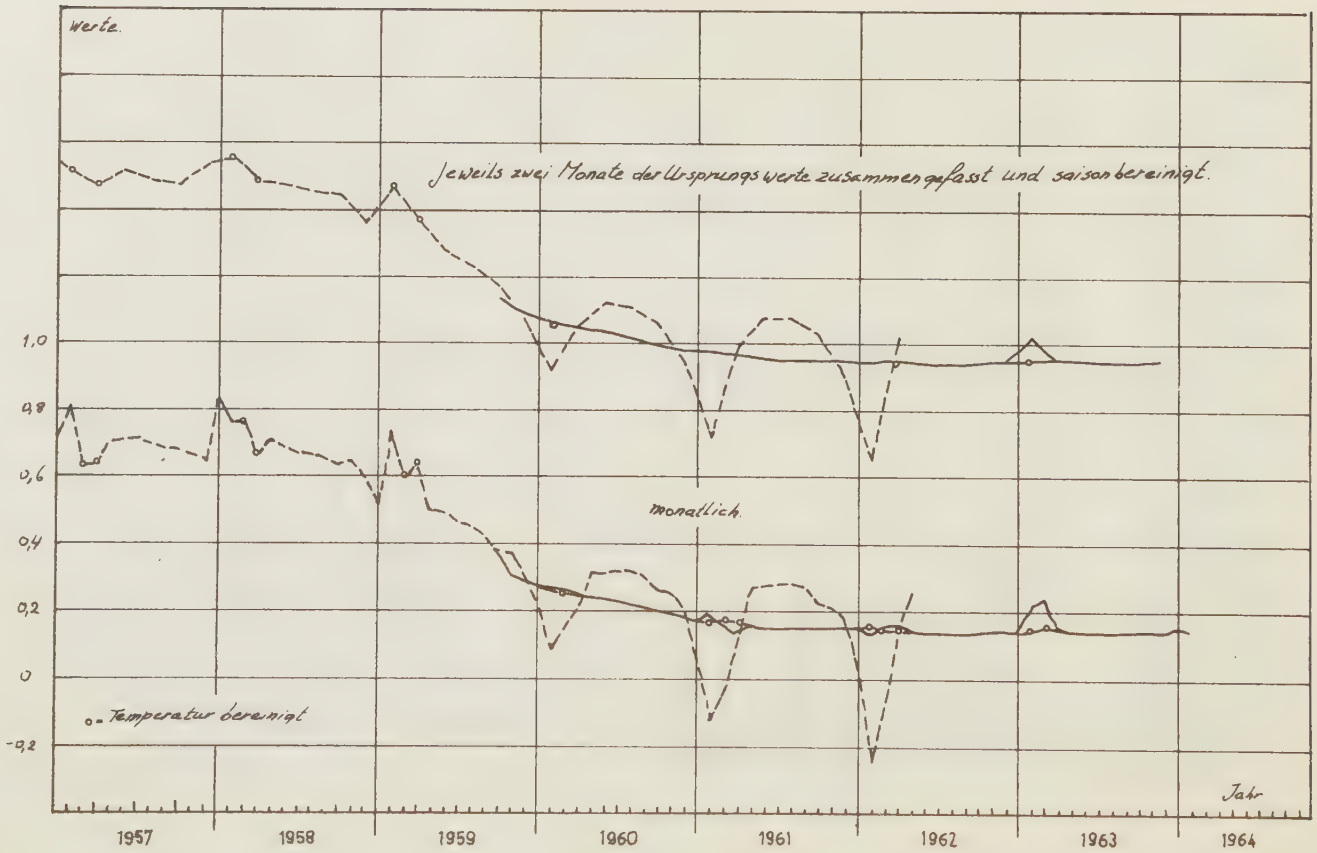
Jahr	zweimonatlich					
	Jan / Feb.	März/April	Mai/Juni	Juli/Aug.	Sept / Okt.	Nov. / Dez.
1955			905	844	816	738
1956			744	732	729	769
1957	722	675	719	694	676	745
1958	763	687	681	662	649	566
1959	x) 672	x) 571	484	444	346	290
1960	260 268	257 252	243	222	203	181
1961	187 177	173 165	156	155	154	156
1962	144 146	138 155	141	137	137	142
1963	142 226	146 155	148	145	144	146

Jahr	monatlich											
	Jan.	Feb.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1955												
1956												
1957												
1958												
1959	x)	x)	x)						372	321	296	282
1960	267 268	252 260	267 261	247	239	236	226	215	207	198	185	176
1961	187 197	187 156	159 143	165	164	157	154	165	155	163	155	155
1962	149 135	138 158	137 164	146	141	140	140	135	136	138	143	141
1963	137 216	146 238	146 160	147	148	147	145	143	144	146	141	150
1964	119 141											

+) Temperaturbereinigt

Abb. 15

A R B E I T S L O S E



3.15 Ein neues vollmaschinelles Verfahren

Im Statistischen Bundesamt, Wiesbaden, wurde von Herrn Deininger das oben beschriebene Verfahren weiterentwickelt, verfeinert und ein Programm für ein vollmaschinelles Verfahren der Zeitreihenanalyse nach der Methode der Deutschen Bundesbank für die IBM 7070 in Fortran programmiert. Dieses Programm liefert zwei verschiedene Resultate, und zwar Listen der zerlegten Reihen und Graphiken. Das Programm ist ausführlich vom Autor in den "Statistischen Informationen", Heft 2/1966, unter dem Titel "Die Zerlegung von Zeitreihen mit der Methode der Deutschen Bundesbank" beschrieben.

Je nach Art und Beschaffenheit der Reihe wird diese an der 7070 in etwa 3-4 Minuten in ihre Komponenten zerlegt, einschließlich der Darstellung sämtlicher Graphiken. Dabei ist jedoch zu beachten, daß der für die 7070 zur Verfügung stehende Fortran-Compiler relativ langsam laufende Programme liefert. Sicherlich wird dasselbe Programm, z.B. für die 7090, höchstens 30 Sekunden für eine Reihe in Anspruch nehmen.

Das Programm läuft nun wie folgt ab: es werden die Daten einer Reihe in die Maschine eingelesen, wobei die Reihe, falls erforderlich, durch Fortlassen der Anfangswerte auf 84 Werte verkürzt wird. Hierbei erfolgen die Prüfungen auf Richtigkeit der Kartenfolge und der Lochung des Materials. Anschließend wird geregelt, ob der Ausgleich monatlich oder 2-monatlich erfolgen soll. Danach werden im einzelnen berechnet:

a) Trendschätzung durch gleitenden 12-Monatsdurchschnitt mit einfacher Randergänzung (lineare Extrapolation).

b) Regressionsansatz: Ermittlung der Regressionskoeffizienten, der saisonbereinigten Werte, des 2 Bereichs der irregulären Komponente sowie der Saisonkomponente gemäß der Methode der Deutschen Bundesbank.

c) Danach wird der Reihenausgleich in der folgenden Weise analysiert: man stellt fest, ob der 2σ -Bereich, in manchen Fällen der 3σ -Bereich[1], nicht eingehalten wird. Wenn ja, werden diese Fälle als Ausreißer betrachtet. Dann werden die Originalwerte in entsprechender Tendenz modifiziert und das Verfahren insgesamt iteriert. Dies geschieht so lange, bis kein Ausreißer mehr festgestellt wird. Als Ausreißer werden jedoch die Fälle nicht gezählt, bei denen die obigen Bedingungen in der zeitlichen Folge der Monate öfter hintereinander vorkommen. Man unterstellt hier, daß die Trendschätzung selbst noch zu ungenau ist, Im letzt genannten Fall wird auf die bisherige Trendschätzung der Spencer-Durchschnitt angewandt und - von dieser neuen Trendschätzung ausgehend - das Verfahren iteriert.

Falls aber beide Bedingungen eingehalten werden, wird die irreguläre Komponente in ihrem zeitlichen Verlauf einigen Tests unterworfen. (Zahl der Vorzeichenwechsel, maximale Runlänge der Vorzeichenwechsel und vier weitere Tests[2]). Bei einem "Verstoß" gegen einen dieser Tests wird ebenfalls ein neuer Spencer-Durchschnitt für den Trend errechnet, und eine weitere Iteration durchgeführt.

Ausgegeben werden der erste Ausgleichsversuch (Iteration 0) und diejenigen weiteren, bei denen kein Verstoß gegen einen der genannten Tests festgestellt wird. Bringt aber auch die fünfte Iteration noch keine in diesem Sinne genügende Lösung, so wird die Bearbeitung

---

1) Der 2 -Bereich wird gewählt, wenn:

$$\frac{\text{Irreg. Komp.}}{\text{Trend}} \geq 0{,}005 \text{ ist,}$$

der 3 -Bereich wird gewählt, wenn:

$$\frac{\text{Irreg. Komp.}}{\text{Trend}} < 0{,}005 \text{ ist}$$

2) Diese vier Tesrs sind ausführlich in G.A.Lienert, Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik, erschienen bei Anton Hain in Meisenheim am Glan, beschrieben. Es handelt sich dabei um einen Phasenverteilungstest, einen Phasenhäufigkeitstest, einen Cox-Stuart-Test und einen binominalen Trendtest.

abgebrochen und das Ergebnis ausgegeben. Aber auch dann wird die Iteration (also bis zu 5) weitergeführt, wenn den Tests genügt wird, aber noch eine Verbesserung in dem Sinn erreicht werden kann, daß $\sum |\text{irr.Komp.}|$ bei weiteren Iterationen kleiner wird.

Im Anhang Seite 90 ff befinden sich zwei Tabellen. Tabelle 1 stellt die Ergebnisse der Reihe 6 der Iteration 0 und die Tabelle 2 der Iteration 5 dar. Der Kopf beider Tabellen ist gleich. Es sind dort angegeben die Reihennummer, der Zeitraum und die Iterationsnummer des Ausgleichsversuches. Danach folgen die Reihencharakteristiken:

1) Die 12 Verschiebungskonstanten der Regressionslinien von Januar bis Dezember ("add. Komp. A").

2) Die 12 Richtungskonstanten der Regressionslinien von Januar bis Dezember "mult. Komp.B").

3) Die 12 Streuungswerte um die Regressionslinien von Januar bis Dezember ("SIGMA").

4) Das Saisonmaß ("VS").[1)]

Die sich anschließenden Angaben zeigen die gewünschte Stelle eines Kommas in den folgenden Tabellenwerten und die laufende Nummer der ausgegebenen Tabelle je Reihe. Die nächste Zeile enthält weitere Charakteristiken der Reihe (Zahl der Vorzeichenfolge der irregulären Komponente, Länge der maximalen Folge gleicher Vorzeichen dieser Komponente, Werte aufgrund der 4 verschiedenen Testverfahren und Kennzeichen über Annahme bzw. Ablehnung des Ausgleichs durch verschiedene Tests, das ist die 010100-Folge in Tabelle 1,(dabei bedeutet 1 = Ablehnung und 0 = Annahme des Tests.)Danach folgt die Tabelle, deren Spal-

---

1) Das Saisonmaß kann folgende Werte annehmen:

VS	=	0	rein saisonale Reihe
VS	<	1	überwiegend saisonale Reihe
VS	=	1	Saison- und Restkomponenten sind im Mittel gleich
VS	>	1	überwiegend gestörte Reihe
VS	=	∞	keine Saisonkomponenten

ten aus dem Kopf hervorgehen. Anzumerken wäre nur, daß in der Spalte "Ausgangswerte", z.B. bei der 5. Iteration, korrigierte Originalwerte stehen, wenn diese Originalwerte im Laufe der Iteration als Ausreißer erkannt worden sind. Rechts daneben befindet sich dann ein Stern (in Tabelle 2 durch einen Pfeil hervorgehoben). Ferner bedeutet "SAISBWERT" = saisonbereinigte Werte und "U-bzw. O-Grenze" geben die Werte des Saisonkorridors an. Die letzte Spalte zeigt die Vorzeichen-Runs der irregulären Komponente.

Für jede Tabellenausgabe werden auch automatisch Graphiken erstellt (siehe Anhang Seite 91 ff). Hierbei handelt es sich um

a) eine Darstellung des Trends und der Originalwerte

b) eine Darstellung des "2σ-Bereichs" um die saisonbereinigten Werte

c) eine Darstellung der Saisonkomponente

d) eine Darstellung der Regressionslinien für die 12 Monate, die auch die wirklichen Punkte enthält. Letztere sind durch Ziffern dargestellt, und zwar in der Form, daß bei dem vorliegenden Beispiel 1 = 1956 bedeutet, 2 = 1957 usw.

Die Maßstäbe für die einzelnen Graphiken werden <u>vom Programm selbst</u> anhand der Werte der einzelnen Reihen festgelegt. Sicherlich wirkt diese Darstellung nicht besonders schön. Manchmal wird der glatte Verlauf von Kurvenwerten dadurch gestört, daß die "Zeichengenauigkeit" eben nicht ausreichen kann. Trotzdem sind sie ein sehr gutes Hilfsmittel für den Bearbeiter. Es empfiehlt sich aber, wie auch in dem vorliegenden Falle, die Reihenwerte durch einen Kurvenzug miteinander zu verbinden.

Dieses ist in großen Zügen die Darstellung des Verfahrens. Es wird hinsichtlich der Tests noch weiter entwickelt und verbessert werden. Wichtig erscheint jedoch, daß nunmehr tatsächlich ein vollmaschinelles Verfahren auch für die Methode der Deutschen Bundesbank gefunden worden ist, das bearbeitungsfähige Unterlagen liefert.

3.16 Vorzüge und kritische Anmerkungen

Das oben beschriebene Verfahren, das sich an Gedankengänge und Modellvorstellungen von Wisniewski, Snow und Anderson jr. anlehnt, wurde von dem Chefmathematiker der volkswirtschaftlichen Abteilung der Deutschen Bundesbank in Frankfurt, Herrn H. Lehmann, entwickelt.

Nach Ansicht der Deutschen Bundesbank können die "Klassischen Verfahren" zur Saisonbereinigung bei der Zerlegung von statistischen Zeitreihen nur dann brauchbare Ergebnisse erzielen, wenn die saisonalen Bewegungen additiv oder multiplikativ zur allgemeinen Entwicklungsrichtung verlaufen.

Das sog. gemischte saisonale Verhalten war mit den bisherigen Methoden nicht immer ausreichend zu erfassen. Aus diesem Grunde waren die Ergebnisse mit den bisherigen Verfahren häufig unbefriedigend. Die Tatsache, daß man mit den früheren Methoden trotzdem häufig gute Ergebnisse erzielt hat, darf nicht darüber hinwegtäuschen, daß diese Verfahren methodische Fehler enthalten. Die Deutsche Bundesbank zeigt beispielsweise in einer umfangreichen Beweisführung[1], daß eine Saisonbereinigung mit Hilfe eines Saisonindexes grundsätzlich falsch ist, und man nur im Grenzfall, d.h. einer Reihe, die nicht wesentlich gestört ist, brauchbare Ergebnisse erzielen kann.

---

1) Qu: (11)

Das Verfahren der Deutschen Bundesbank ist geeignet, u.a. folgende Probleme zur Zufriedenheit zu lösen:

1) Ausschaltung der Feiertage durch Zusammenfassung der Ursprungsreihe in jeweils 2 Monate und darauffolgende Saisonbereinigung

2) Plötzliche Saisonänderungen

3) Temperaturbereinigung durch eine zweite Korrelation der Restkomponente mit den Abweichungen der monatlichen Temperatur von einem langfristigen Temperaturmittel (siehe Seite 40 , 41 und 42).

Dazu ist anzumerken, daß diese Probleme auch mit anderen Verfahren gelöst werden können, daß die dazu nötigen Berechnungen aber meist nicht durchgeführt werden.

Gegen die Methode der Deutschen Bundesbank sind folgende Einwände vorzubringen:

Die Deutsche Bundesbank postuliert einen linearen Zusammenhang nach der bekannten Gleichung (1) : $s(t) = B \cdot t + A$.

Auf Befragen wurde mitgeteilt, daß für die Mehrzahl der untersuchten Reihen dieser Zusammenhang nachgewiesen wurde. Die Forschungsabteilung des Statistischen Amtes der EWG in Brüssel, das Mathematische Institut der Französischen Eisenbahngesellschaft SNCF und das Statistische Bundesamt in Wiesbaden haben auf einer Besprechung in Brüssel vor allem diesen linearen Zusammenhang bezweifelt. Es laufen bei den verschiedensten Institutionen Untersuchungen, ob die oben angegebene Geradengleichung nicht in einigen Fällen besser durch eine Kurve zweiten oder dritten Grades ersetzt werden könnte.

Diese Untersuchungen sind z.Zt. noch nicht abgeschlossen.

Aus den ersten Untersuchungsergebnissen hat sich aber gezeigt, daß man die Regressionsgerade in vielen Fällen besser durch Aneinanderreihung von Parabelstücken darstellen kann.

Ansonsten aber laufen die Bestrebungen darauf hinaus, dieses relativ einfache Verfahren zur Zeitreihenanalyse für die Saisonbereinigung von internationalen Wirtschaftsstatistiken, vor allen Dingen im Rahmen der EWG einzuführen und für die einzelnen Mitgliedsländer der EWG eventuell verbindlich zu machen, um eine leichtere Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu erzielen.

Auf vergleichende Tests zwischen der im folgenden beschriebenen Methode Bongard und den Ergebnissen der Methode der Deutschen Bundesbank wird im Anschluß an das folgende Kapitel noch eingegangen werden (siehe Seite 52 ff.)

3.2 Die Methode der gleitenden Modelle

Im folgenden wird eine Methode kurz erläutert, die in direktem Vergleich mit der Methode der Deutschen Bundesbank an theoretischen Reihen auf ihre Wirksamkeit in untersucht wurde.

Sie wurde von Herrn Bongard im Rahmen eines Forschungsauftrages des Statistischen Amtes der EWG in Brüssel entwickelt. Dieses Verfahren ist von seinem Aufbau her auf elektronische Berechnung zugeschnitten. Eine manuelle Berechnung ist möglich, aber sehr aufwendig.

Der Originaltitel des Verfahrens: "Modeles mobiles"[1] legt die Vermutung nahe, daß es sich um eine Anwendung der Methode der gleitenden Durchschnitte handelt. Dies ist in großen Zügen tatsächlich der Fall. Es wurden jedoch eine Anzahl von Modifikationen vorgenommen, wie sich in folgendem noch zeigen wird.

Nach einer Vielzahl einleitender Vorprüfungen geht man zur Reihenzerlegung in endgültige Komponente über.

---

1) Qu: (6) (8) (45) (46) (47) (48)

Die zu analysierenden Reihen werden in durchaus "klassischer" Weise stets als die Summe von drei Komponenten betrachtet:

einer "Trend"-Komponente, bezeichnet mit XC,
einer Saisonkomponente, bezeichnet mit XS,
einer irregulären Komponente, bezeichnet mit XI.

Statt jedoch einer einzigen Zerlegung für die Gesamtreihe werden viele Teilzerlegungen vorgenommen. Diese Zerlegungen werden in gleichbleibenden, relativ kurzen Intervallen durchgeführt, die, wie bei der Berechnung eines gleitenden Durchschnittes, fortlaufend verschoben werden, bis sie schließlich die gesamte Reihe decken. Dazu wird das sog. "19-Punkte-Modell" und das sog. "27-Punkte-Modell"[1] benutzt.

Aus naheliegenden Gründen kann ein umfangreiches mekanographisches Verfahren im Rahmen dieser Arbeit nicht im einzelnen beschrieben werden. Im Anhang Seite 100ff findet sich ein ausführlich beschriebenes Beispiel nebst den dazugehörigen Tabellen und Grafiken.

3.21 Einleitende Vorprüfung

Die einleitenden Tests erstrecken sich im einzelnen auf folgende Berechnungen:

1. Gleitender 12-Monats-Durchschnitt der Originalreihe
2. Gleitender 19-Monats-Durchschnitt der Originalreihe
3. Überprüfung der Reihe auf Vorhandensein einer Saisonbewegung
4. Test der Deformation des Saisonprofils
5. Ermittlung der Extremwerte
6. Test der Anpassungsqualität der 19-Punkte- und 27-Punkte-Modelle

---

1) Qu: (6) Seite 95 und Seite 96

Diese einleitenden Tests ergeben Kriterien, ob für die Zerlegung der Originalreihe das 19-Punkte- oder das 27-Punkte-Modell geeigneter ist.

3.22 Zerlegung der Ursprungsreihe

Nachdem nun durch die einleitenden Tests feststeht, welches der beiden Modelle, - weitere sind noch in der Entwicklung - für die endgültige Zerlegung der Ursprungsreihe in definitive Komponenten benutzt wird, erfolgt diese Analyse. Es werden berechnet:

1. Die Saisonkomponente XS
2. Die bereinigte Reihe XA
3. Die geglättete bereinigte Reihe
4. Die residuelle Saisonkomponente
5. Die irreguläre Komponente
6. Die lokale Amplitude der Saisonbewegung
7. Ein gleitender 12-Monats-Durchschnitt der Saisonkomponente XS
8. Ein mittleres Saisonprofil für die Jahre (n - 4) bis (n - 1)
9. Der mittelfristige Schlußtrend XC
10. Einige Reihencharakteristiken
    a) SIG I Standardabweichung der irregulären Komponente
    b) SIG S quadratisches Mittel der Saisonkomponente
    c) RM Korrelationskoeffizient der lokalen Amplitude der Saisonkomponente (siehe 6.) und des Trends XC (siehe 9.)
    d) RE XS Regressionskoeffizient der Amplitude der Saisonbewegung und des Niveaus des Trends

Wie diese kurze Aufzählung schon zeigt, werden eine Fülle von Einzelberechnungen vorgenommen und insgesamt 34 Tabellen erstellt. Aus diesen 34 Tabellen sind oben nur die wichtigsten Ergebnisse aufgezählt. Auf Wunsch können noch weitere 17 Tabellen geliefert werden.

3.23 Anmerkung zum Verfahren von Bongard

Bei den bisherigen verbalen Erläuterungen der Methode wurde nicht auf die theoretisch mathematischen Hintergründe eingegangen. Nur soviel sei davon angedeutet:

Die Methode, die in der Berechnung von 19 Variablen des Modells gipfelt, wobei die Saison, der "Trend" und die irreguläre Komponente durch insgesamt 19 Vektoren dargestellt werden, benötigt zur theoretischen Lösung ihres Ansatzes die Vektor-Analysis, Matrizenrechnung, n-dimensionale Räume, Projektoren von Vektoren auf Unterräume, Skalarprodukte, innere und äußere Vektor-Produkte und ähnliches.

Ein derartig kompliziert aufgebautes Modell ist naturgemäß für den "Konsumenten" von zerlegten Reihen nicht leicht durchschaubar. Auch sind viele der nach diesem Verfahren erstellten Tabellen für den Normalfall überflüssig; denn meist interessieren nur die drei Hauptkomponenten der Reihe und evtl. noch einige Reihencharakteristiken.

3.3 Vergleichende Untersuchungen der Methode der Deutschen Bundesbank und der Methode Bongard

Mehr als 30 konstruierte Testreihen wurden mit den beiden genannten Methoden analysiert. Diese konstruierten Reihen setzten sich aus drei Komponenten zusammen, der Trendkomponente, der Saisonkomponente und der irregulären Komponen-

te. Es wurden zwei Arten der Verknüpfung der Komponenten ausprobiert:

Fall 1 Additive Verknüpfung
Fall 2 Multiplikative Verknüpfung

Es wurden die Korrelations-Koeffizienten zwischen den berechneten (output) und den vorgegebenen (input) Werten für die einzelnen Komponenten berechnet. Deren ungewogene Durchschnitte sind in der folgenden Tabelle dargestellt.

Tabelle 4:

Korrelations-Koeffizient für	Fall 1		Fall 2	
	DB[1]	Bg[2]	DB[1]	Bg[2]
"Trend"	0,94	0,89	0,94	0,88
Saison	0,90	0,79	0,91	0,76
Irreguläre Komponente	0,87	0,63	0,88	0,64

1) DB bedeutet: Methode der Deutschen Bundesbank
2) Bg bedeutet: Methode Bongard

Die Ergebnisse zeigen recht deutlich, daß die Korrelations-Koeffizienten für alle drei Komponenten, berechnet nach der Methode der Deutschen Bundesbank, immer etwas größer sind als die nach der Methode Bongard berechneten. Eine endgültige Aussage läßt sich jedoch aufgrund der wenigen Testreihen noch nicht machen.

Abschliedend kann man jedoch sagen, daß für die Praxis wegen der leichteren Durchschaubarkeit, vor allem des neuen vollmaschinellen Verfahrens (siehe dazu Seite 43 ff), das wie schon gesagt, gleichzeitig zu den Tabellen auch die entsprechenden Grafiken liefert, man der Methode der Deutschen Bundesbank den Vorzug geben sollte.

Die Methode Bongard dagegen liefert dem theoretisch Interessierten recht aufschlußreich detaillierte Ergebnisse. Auch muß noch angemerkt werden, daß Herr Bongard versicherte, daß er noch weiter an der Verfeinerung und Vervollkommnung seines Verfahrens arbeitet.

Im Anhang Seite 117 ff finden sich einige Testreihen und eine Übersicht über Residuenformen.

4. Die Fourier - Analyse

Diese Überschrift wurde gewählt, weil alle in dem Kapitel beschriebenen Zerlegungsverfahren mit Hilfe von Fouriertermen vorgenommen werden.

4.1 Die Harmonische Analyse

Mit den bisher geschilderten Verfahren war es nicht möglich, den errechneten Komponenten die Gestalt einer mathematisch definierten Funktion zu geben, was - trotz aller weiter vorn aufgeführten Bedenken - zum Zwecke ihrer bequemeren Darstellbarkeit und auch im Hinblick auf zu ziehende Schlußfogerungen von Vorteil sein kann. Mit der harmonischen Analyse[1)] läßt sich für die Saisonkomponente eine mathematische Funktion angeben und die Saisonkomponente weiter aufschlüsseln.

Das Verfahren ist in der Deutschen Bundesrepublik wenig bekannt und wird kaum angewendet. Über die Probleme des Begriffes der Saisonbewegung ist an anderer Stelle schon viel gesagt worden, so daß hier nur noch einige zusätzliche Bemerkungen angefügt seien.

Man stellt sich vor, die Saisonkomponente sei zusammengesetzt aus einander überlagernden Schwingungen verschiedener Wellenlänge und Amplitude, die sich nach längstens einem Jahr wiederholen. Das Jahr ist also stets die Oberperiode, die alle unterschiedlichen Einzelperioden umfaßt.

Die Periodenlänge dieser Einzelperioden kann bis zu Tagen oder Teilen von Tagen heruntergehen.

---

1) Qu: (35) (43)

Ehe man das Verfahren jedoch anwendet, muß man einige vorbereitende Schritte unternehmen. Die Saisonkomponente schwingt nicht um die Horizontale, sondern um die durch das Ergebnis des langfristigen Wachstumsprozesses ("glatte" Komponente) festgelegte Grundrichtung der Wirtschaftsreihe. Die Grundrichtung muß deshalb als erstes eliminiert werden.

Ferner hat es sich als günstig erwiesen, nicht die gesamte Zeitreihe auf einmal, sondern immer nur ein Intervall mit der Länge drei Jahre zu analysieren. Rechentechnische Schwierigkeiten stehen der Heranziehung längerer Zeitintervalle im Wege. Größere Genauigkeit der Ergebnisse stehen außerdem in keinem rechten Verhältnis zu dem zusätzlichen Rechenaufwand.

Das Verfahren wird nun im einzelnen geschildert:

Man eliminiert zunächst die "glatte" Komponente aus der Zeitreihe. Der verbleibende Rest wird als Saisonkomponente betrachtet. Diese wird durch eine trigonometrische, nach Sinus- und Kosinus-Funktionen verschiedener Periodenlänge fortschreitende Reihe approximiert und damit in eine Summe einander überlagernder Schwingungen unterschiedlicher Wellenlänge und Amplitude aufgelöst. Aus diesen Funktionen werden dann diejenigen ausgewählt, deren Periode ein Jahr oder einen Jahresbruchteil ausmacht. Ihre Summe stellt die Saisonkomponente dar.

Eine derartige trigonometrische Reihe hat die Form:

$$y\,(x)_m = \frac{a_o}{2} + a_1 \cos \cdot x + a_2 \cdot \cos \cdot 2x \ldots a_m \cdot \cos mx$$

$$(1) \qquad + b_1 \sin \cdot x + b_2 \cdot \sin \cdot 2x \ldots b_m \cdot \sin mx.$$

Die im Sinne der Gauß'schen Fehlertheorie beste Annäherung ergibt sich, wenn in Gleichung (1) als Koeffizienten a_k

bzw. b_k die Fourier-Koeffizienten für die Periode 2π

$$(2)\quad a_k = \frac{1}{\pi}\int_0^{2\pi} f(x)\cos kx\,dx \qquad b_k = \frac{1}{\pi}\int_0^{2\pi} f(x)\sin kx\,dx$$

gewählt werden. Falls f(x) keine im Riemann'schen Sinne integrierbare Funktion von x ist, sondern nur für einzelne getrennt liegende Werte in endlicher Anzahl erklärt ist, müssen in Gleichung (2) statt der Integrale endliche Summen, nämlich die Besselschen Formeln, einführen.

Dann erhält man anstelle Gleichung (1):

$$(3)\quad \begin{aligned} y_m = \frac{a_o}{2} &+ a_1 \cos x_m + a_2 \cos 2x_m + \dots \frac{a_n}{2} \cos n\, x_m \\ &+ b_1 \sin x_m + b_2 \sin 2x_m + \dots b_{n-1} \sin (n-1)x_m \end{aligned}$$

Für den Spezialfall, daß man y_m nur für drei Jahre berechnet, nimmt Gleichung (3) folgende Form an:

$$(4)\quad \begin{aligned} y_m = \frac{a_o}{2} &+ a_3 \cos 3x_m + a_6 \cos 6x_m + \dots a_{15} \cos 15x_m \\ &+ \frac{a_{18}}{2} \cos 18x_m + b_3 \sin 3x_m + b_6 \sin 6x_m \dots \\ &+ b_{15} \sin 15x_m \end{aligned}$$

$$(m = 0, 1, 2, \dots 11)$$

Diese Gleichung stellt die jährliche Gesamtschwingung der Saison dar. Diese Schwingung setzt sich - wie oben schon gesagt - aus vielen Saisonteilschwingungen additiv zusammen.

Will man also außer der jährlichen Saisonschwingung beispielsweise den sechs-, vier-, drei- oder zwei-Monatsrhythmus erhalten, (diese Rhythmen setzen sich wiederum aus verschiedenen Teilschwingungen zusammen), so nimmt man entsprechende Glieder aus Gleichung (4) heraus und erhält die folgenden Gleichungen (5):

für den sechs-Monatsrhythmus

$$(5a)\quad y_m = \frac{a_o}{2} + a_6 \cos 6x_m + a_{12} \cos 12x_m + \frac{a_{18}}{2} \cos 18x_m + b_6 \sin 6x_m + b_{12} \sin 12x_m$$

für den vier-Monatsrhythmus

$$(5b)\quad y_m = \frac{a_o}{2} + a_9 \cos 9x_m + \frac{a_{18}}{2} \cos 18x_m + b_9 \sin 9x_m$$

für den drei-Monatsrhythmus

$$(5c)\quad y_m = \frac{a_o}{2} + a_{12} \cos 12x_m + b_{12} \sin 12x_m$$

für den zwei-Monatsrhythmus

$$(5d)\quad y_m = \frac{a_o}{2} + \frac{a_{18}}{2} \cos 18x_m$$

Weitere, kürzere Rhythmen zu berechnen, ist möglich, aber meist wenig sinnvoll, da deren Schwingungen eine zu geringe Amplitude haben.

Für a_o bis a_{18} und b_3 bis b_{15} gelten folgende Summenformeln:

$$(6)\quad a_o = \frac{1}{18} \sum_{m=0}^{35} y_m \qquad a_{18} = \frac{1}{18} \sum_{m=0}^{35} (-1)^m \cdot y_m$$

$$a_k = \frac{1}{18} \sum_{m=0}^{35} y_m \cos kx_m \qquad b_k = \frac{1}{18} \sum_{m=0}^{35} y_m \sin kx_m$$

$$(k = 1, 2, \ldots n - 1).$$

wobei x_m nacheinander folgende Werte annimmt

$$x_o = 0, \quad x_1 = 10, \ldots\ldots\ldots\ldots x_{35} = 350^o$$

y_m sind die von der "glatten" Komponente bereinigten Ursprungswerte. (Die zur Berechnung der Koeffizienten

a_3, a_6, a_9, a_{12}, a_{15}, b_3, b_6, b_9, b_{12} und b_{15}

notwendigen Werte der trigonometrischen Funktionen cos k x_m und sin kx_m sind auf Seite 62 tabellarisch dargestellt.)

Dieses Verfahren sei an dem Beispiel der "Giralen Verfügung von Nichtbanken in Westdeutschland" gezeigt, und zwar erläutert Tabelle 5 auf Seite 61 die Berechnung der Koeffizienten a_k und b_k gemäß den Formeln (6) mit Hilfe der Tabelle 6 auf Seite 62

Tabelle 7 auf Seite 63 schildert die Berechnung der Saisonindexzahlen durch Aufsummieren der entsprechenden Glieder gemäß Gleichung (4) bzw. (5). Diese Saisonindexzahlen sind in von Hundert ihres Jahresdurchschnittes ausgedrückte Monatswerte der Saisonkomponente.

Die Abb. 16 auf Seite 64 bringt dann die aus den Saisonindexzahlen bestehende Saisonkomponente und die mit ihrer Hilfe saisonbereinigte Reihe der "Giralen Verfügungen von Nichtbanken" zur Darstellung.

Von den einander zur Saisonkomponente ergänzenden Schwingungen gemäß den Gleichungen (5) sind in Abb. 17 Seite 64 die Schwingungen mit den Periodenlängen: zwei Monate, vier Monate, ein Vierteljahr und ein Halbjahr getrennt wiedergegeben.

Während den beiden zuerst genannten kaum eine sachliche Deutung unterlegt werden kann, erscheint die reale Existenz von Schwingungen mit viertel- bzw. halbjährlicher Periode bei einem Vorgang aus der Kreditsphäre der Wirtschaft, wie es die "Giralen Verfügungen" sind, durchaus gerechtfertigt.

Um zu illustrieren, daß das Verfahren der Harmonischen Analyse auch bei anderen Wirtschaftserscheinungen erfolgreich angewendet werden kann, werden die Ergebnisse der Saisonberechnung bei zwei weiteren Beispielen (die Rechnung verläuft völlig analog derjenigen für die "Giralen Verfügungen"), nämlich dem Auftragseingangsindex und dem Produktionsindex der Industrie des Bundesgebietes in den Abb. 18 und 19 beigefügt (siehe Seite 65).

Tabelle 5

SCHEMA ZUR BESTIMMUNG DER KOEFIZIENTEN FÜR DIE HARMONISCHE ANALYSE, GEZEIGT AN DEM BEISPIEL DER GIRALEN VERFÜGUNGEN VON NICHTBANKEN IN WESTDEUTSCHLAND 1953-1955

m	X_m in Grad	Y_m in Mrd. DM	$\bar{Y}_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 3X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 6X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 9X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 12X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 15X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \cos 18X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \sin 3X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \sin 6X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \sin 9X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \sin 12X_m$	$\bar{Y}_m \cdot \sin 15X_m$	m
0	0	42,7	106	106	106	106	106	106	106	0	0	0	0	0	0
1	10	38,3	94	81,4068	47	0	− 47	− 81,4068	− 94	47	81,4068	94	81,4068	47	1
2	20	43,9	106	53	− 53	− 106	− 53	53	106	91,7992	91,7992	0	− 91,7992	− 91,7992	2
3	30	42,7	101	0	− 101	0	101	0	− 101	101	0	− 101	0	101	3
4	40	41,6	98	− 49	− 49	98	− 49	− 49	98	84,8709	− 84,8709	0	84,8709	− 84,8709	4
5	50	45,8	106	− 91,7992	53	0	− 53	91,7992	− 106	53	− 91,7992	106	− 91,7992	53	5
6	60	43,9	104	− 104	104	− 104	104	− 104	104	0	0	0	0	0	6
7	70	44,0	98	− 84,8709	49	0	− 49	84,8709	− 98	− 49	84,8709	− 98	84,8709	− 49	7
8	80	47,4	104	− 52	− 52	104	− 52	− 52	104	− 90,0671	90,0671	0	− 90,0671	90,0671	8
9	90	48,4	105	0	− 105	0	105	0	− 105	− 105	0	105	0	− 105	9
10	100	45,8	98	49	− 49	− 98	− 49	49	98	− 84,8709	− 84,8709	0	84,8709	84,8709	10
11	110	55,1	116	100,4595	58	0	− 58	− 100,4595	− 116	− 58	− 100,4595	− 116	− 100,4595	− 58	11
12	120	45,7	95	95	95	95	95	95	95	0	0	0	0	0	12
13	130	42,3	87	75,3446	43,5	0	− 43,5	− 75,3446	− 87	43,5	75,3446	87	75,3446	43,5	13
14	140	49,2	100	50	− 50	− 100	− 50	50	100	86,6030	86,6030	0	− 86,6030	− 86,6030	14
15	150	46,8	94	0	− 94	0	94	0	− 94	94	0	− 94	0	94	15
16	160	46,3	91	− 45,5	− 45,5	91	− 45,5	− 45,5	91	78,8087	− 78,8087	0	78,8087	− 78,8087	16
17	170	50,9	99	− 85,7370	49,5	0	− 49,5	85,7370	− 99	49,5	− 85,7370	99	− 85,7370	49,5	17
18	180	51,4	97	− 97	97	− 97	97	− 97	97	0	0	0	0	0	18
19	190	49,9	95	− 82,2729	47,5	0	− 47,5	82,2729	− 95	− 47,5	82,2729	− 95	82,2729	− 47,5	19
20	200	53,0	99	− 49,5	− 49,5	99	− 49,5	− 49,5	99	− 85,7370	85,7370	0	− 85,7370	85,7370	20
21	210	52,4	97	0	− 97	0	97	0	− 97	− 97	0	97	0	− 97	21
22	220	53,3	97	48,5	− 48,5	− 97	− 48,5	48,5	97	− 84,0049	− 84,0049	0	84,0049	84,0049	22
23	230	65,4	118	102,1915	59	0	− 59	− 102,1915	− 118	− 59	− 102,1915	− 118	− 102,1915	− 59	23
24	240	54,3	97	97	97	97	97	97	97	0	0	0	0	0	24
25	250	49,9	88	76,2106	44	0	− 44	− 76,2106	− 88	44	76,2106	88	76,2106	44	25
26	260	56,6	99	49,5	− 49,5	− 99	− 49,5	49,5	99	85,7370	85,7370	0	− 85,7370	− 85,7370	26
27	270	54,4	94	0	− 94	0	94	0	− 94	94	0	− 94	0	94	27
28	280	54,7	93	− 46,5	− 46,5	93	− 46,5	− 46,5	93	80,5408	− 80,5408	0	80,5408	− 80,5408	28
29	290	60,9	103	− 89,2011	51,5	0	− 51,5	89,2011	− 103	51,5	− 89,2011	103	− 89,2011	51,5	29
30	300	60,8	101	− 101	101	− 101	101	− 101	101	0	0	0	0	0	30
31	310	60,8	100	− 86,6030	50	0	− 50	86,6030	− 100	− 50	86,6030	− 100	86,6030	− 50	31
32	320	62,4	102	− 51	− 51	102	− 51	− 51	102	− 88,3351	88,3351	0	− 88,3351	88,3351	32
33	330	61,8	100	0	− 100	0	100	0	− 100	− 100	0	100	0	− 100	33
34	340	62,3	100	50	− 50	− 100	− 50	50	100	− 86,6030	− 86,6030	0	86,6030	86,6030	34
35	350	73,3	116	100,4595	58	0	− 58	− 100,4595	− 116	− 58	− 100,4595	− 116	− 100,4595	− 58	35
Summe			3 598	17,0884	25,5	− 17	− 12,5	− 13,0884	− 24	− 57,2584	− 59,5598	− 53	− 111,7182	− 34,7416	
Divisor			36	18	18	18	18	18	36	18	18	18	18	18	
Koeffizient: Wert			99,9444	1,0049	1,4167	− 0,9444	− 0,6944	− 0,7271	− 0,6667	− 3,1810	− 3,0311	− 2,9444	− 6,2066	− 1,9301	
Bezeichnung			$\frac{a_0}{2}$	a_3	a_6	a_9	a_{12}	a_{15}	$\frac{a_{18}}{2}$	b_3	b_6	b_9	b_{12}	b_{15}	

Y_m = Urspr. werte

Y_m = Abweichungen vom Trend

Tabelle 6

Werte der trigonometrischen Funktionen

(36-Monats-Schema)

m	x_m in Grad	$\cos 3x_m$	$\cos 6x_m$	$\cos 9x_m$	$\cos 12x_m$	$\cos 15x_m$	$\cos 18x_m$	$\sin 3x_m$	$\sin 6x_m$	$\sin 9x_m$	$\sin 12x_m$	$\sin 15x_m$
0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
1	10	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$1/2\sqrt{3}$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$
2	20	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
3	30	0	-1	0	1	0	-1	1	0	-1	0	1
4	40	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
5	50	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$
6	60	-1	1	-1	1	-1	1	0	0	0	0	0
7	70	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
8	80	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$
9	90	0	-1	0	1	0	-1	-1	0	1	0	-1
10	100	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$
11	110	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
12	120	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
13	130	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$1/2\sqrt{3}$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$
14	140	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
15	150	0	-1	0	1	0	-1	1	0	-1	0	1
16	160	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
17	170	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$
18	180	-1	1	-1	1	-1	1	0	0	0	0	0
19	190	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
20	200	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$
21	210	0	-1	0	1	0	-1	-1	0	1	0	-1
22	220	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$
23	230	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
24	240	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
25	250	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$1/2\sqrt{3}$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$
26	260	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
27	270	0	-1	0	1	0	-1	1	0	-1	0	1
28	280	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$
29	290	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$
30	300	-1	1	-1	1	-1	1	0	0	0	0	0
31	310	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$1/2\sqrt{3}$	-1	$1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
32	320	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2$	$-1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$	0	$-1/2\sqrt{3}$	$1/2\sqrt{3}$
33	330	0	-1	0	1	0	-1	-1	0	1	0	-1
34	340	$1/2$	$-1/2$	-1	$-1/2$	$1/2$	1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2\sqrt{3}$	0	$1/2\sqrt{2}$	$1/2\sqrt{3}$
35	350	$1/2\sqrt{3}$	$1/2$	0	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2$	$-1/2\sqrt{3}$	-1	$-1/2\sqrt{3}$	$-1/2$
36	360	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0

Tabelle 7

BERECHNUNG DER SAISONINDEXZAHLEN

$$Y_m = \frac{a_0}{2} + a_3\cos 3x_m + a_6\cos 6x_m + a_9\cos 9x_m + a_{12}\cos 12x_m + a_{15}\cos 15x_m + \frac{a_{18}}{2} + b_3\sin 3x_m + b_6\sin 6x_m + b_9\sin 9x_m + b_{12}\sin 12x_m + b_{15}\sin 15x_m$$

m	Monat	$\frac{a_0}{2}$	$a_3 \cdot \cos 3x_m$	$a_6 \cos 6x_m$	$a_9 \cos 9x_m$	$a_{12} \cos 12x_m$	$a_{15} \cos 15x_m$	$\frac{a_{18}}{2} \cos 18x_m$	$b_3 \cdot \sin 3x_m$	$b_6 \cdot \sin 6x_m$	$b_9 \cdot \sin 9x_m$	$b_{12} \sin 12x_m$	$b_{15} \sin 15x_m$	Y_m	Index	Monat	m
0	Jan.	99,9444	1,0049	1,4167	−0,9444	−0,6944	−0,7271	−0,6667	0	0	0	0	0	99,33	99,4	Jan.	0
1	Febr.	99,9444	0,8703	0,7083	0	0,3472	0,6297	0,6667	−1,5906	−2,6250	−2,9444	−5,3751	−0,9650	89,67	89,7	Febr.	1
2	März	99,9444	0,5025	−0,7083	0,9444	0,3472	−0,3636	−0,6667	−2,7548	−2,6250	0	5,3751	1,6715	101,67	101,7	März	2
3	April	99,9444	0	−1,4167	0	−0,6944	0	0,6667	−3,1810	0	2,9444	0	−1,9301	96,33	96,4	April	3
4	Mai	99,9444	−0,5025	−0,7083	−0,9444	0,3472	0,3636	−0,6667	−2,7548	2,6250	0	−5,3751	1,6715	94,00	94,1	Mai	4
5	Juni	99,9444	−0,8703	0,7083	0	0,3472	−0,6297	0,6667	−1,5906	2,6250	−2,9444	5,3751	−0,9650	102,67	102,7	Juni	5
6	Juli	99,9444	−1,0049	1,4167	0,9444	−0,6944	0,7271	−0,6667	0	0	0	0	0	100,67	100,7	Juli	6
7	Aug.	99,9444	−0,8703	0,7083	0	0,3472	−0,6297	0,6667	1,5906	−2,6250	2,9444	−5,3751	0,9650	97,67	97,7	Aug.	7
8	Sept.	99,9444	−0,5025	−0,7083	−0,9444	0,3472	0,3636	−0,6667	2,7548	−2,6250	0	5,3751	−1,6715	101,67	101,7	Sept.	8
9	Okt.	99,9444	0	−1,4167	0	−0,6944	0	0,6667	3,1810	0	−2,9444	0	1,9301	100,67	100,7	Okt.	9
10	Nov.	99,9444	0,5025	−0,7083	0,9444	0,3472	−0,3636	−0,6667	2,7548	2,6250	0	−5,3751	−1,6715	98,33	98,4	Nov.	10
11	Dez.	99,9444	0,8703	0,7083	0	0,3472	0,6297	0,6667	1,5906	2,6250	2,9444	5,3751	0,9650	116,67	116,7	Dez.	11

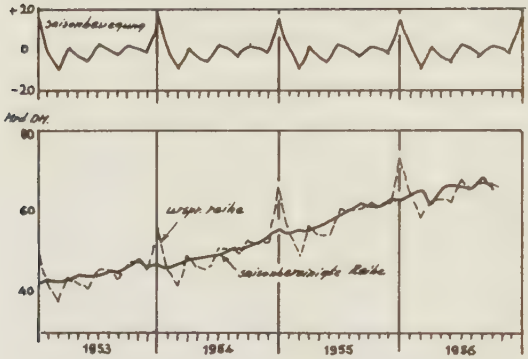

+20
0
-20
Mrd DM
80
60
40
1953
1954
1955
1956

Abb. 16

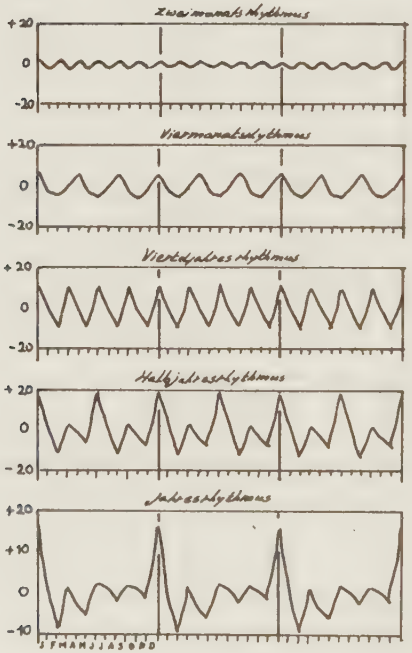

+20
0
-20
+10
-10
S T M A M J J A S O N D

Abb. 17

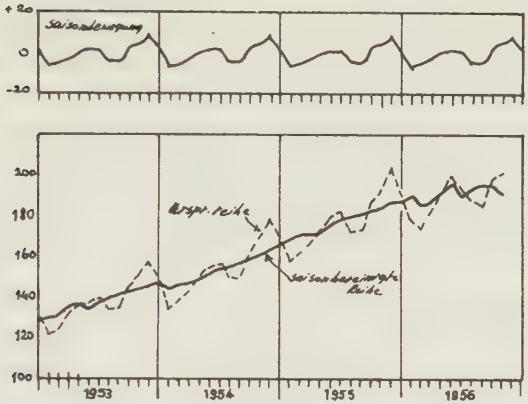

+20
0
-20
Saisonbewegung
200
180
160
140
120
100
Urspr. Reihe
saisonbereinigte Reihe
1953
1954
1955
1956

Abb. 18

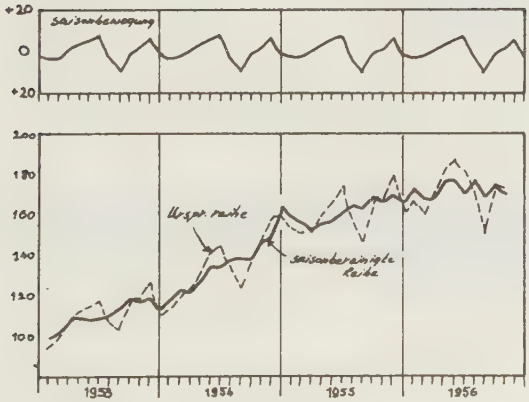

+20
0
+20
Saisonbewegung
200
180
160
140
120
100
Urspr. Reihe
saisonbereinigte Reihe
1953
1954
1955
1956

Abb. 19

4.2 Die Spektral-Analyse

Zur Zeitreihenanalyse eignet sich auch die Methode der Spektral-Analyse. Die Grundidee ist die gleiche wie bei der Harmonischen Analyse, nämlich, daß mit Hilfe von Fourier-Termen eine stationäre[1] Zeitreihe in eine unendliche Zahl von Schwingungen zerlegt werden kann.

Jede dieser cos- oder sin- Schwingungen beschreibt einen periodisch sich wiederholenden Vorgang. Die Addition all dieser Schwingungen ergibt bekanntlich dann die Ursprungsreihe.

Bei der Spektral-Analyse[2] zerlegt man die Reihe nicht mehr der herkömmlichen Vorstellung nach in Saison-Komponente und irreguläre Komponente (eine Trendkomponente entfällt, da die Reihe als stationär angenommen wird), sondern berechnet sog. "power-spectra".

Die Methode der Spektral-Analyse ist aber nicht leicht zu verstehen, deshalb sei zunächst an einem Beispiel[3] das Wesen der Methode erläutert:

Ein einfaches Radio-Gerät besitze nur einen Mittelwellenteil. Auf diesem Mittelwellenbereich sind zahlreiche Sendestationen nebeneinander zu empfangen.

Angenommen, zu einer bestimmten Zeit hätten alle Stationen Sendepause, und man würde zu dieser Zeit an dem Sendereinstellungsknopf drehen, so wird man über den gesamten Mittelwellenbereich nur ein mehr oder weniger gleichbleibendes Geräusch vernehmen. Wenn jedoch die Sendepausen vorüber ist, wird (wenigstens theoretisch) jede Station auf

---

1) Man nennt eine Reihe stationär, wenn sie keinen Trend bezüglich ihrer Mittelwerte und keinen Trend in der Varianz und in der Korrelation zwischen gegenwärtigen Werten und vorhergehenden Werten besitzt.

2) Qu: (42) (24) (25)

3) Qu: (26)

einer bestimmten Frequenz der Mittelwelle ein Signal (Programm) senden. Aus dem Lautsprecher hört man nun (außer dem konstant gebliebenen "Grundgeräusch") bei einer endlichen Zahl (= Zahl der Sender) von Frequenzen ein zusätzliches Geräusch (Musik oder Sprache). Diese zusätzlichen Geräusche der Sender sind nun aber nicht 100%ig gebündelt. Jeder Sender hat einen mehr oder minder großen Schärfe- oder Unschärfebereich (Frequenzband). An den Rändern dieses Bandes ist das Signal "verzerrt" und leise. Je mehr man sich der exakten Einstellung (zentrierte Frequenz) nähert, umso klarer und lauter wird das Signal.

Die Abb. 20 bis 22 zeigen drei Typen von Signalen.

Abb.20
konst. Grundgeräusch

Abb. 21
theoretische Signale, wenn alle Sender senden

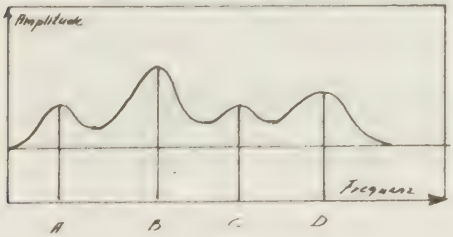


Abb. 22
wirkliche Signale, wenn alle Sender senden

Das Diagramm (beispielsweise Abb. 22), das die Gestalt der Amplitude bei jeder Frequenz zeigt, nennt man ein Spektrum. Aus einem solchen Spektrum sind die bedeutsamsten Frequenzen mit ihren Amplituden ersichtlich. Die anderen werden von dem Grundgeräusch verdeckt.

Einem Spektrum entspricht im Zeitbereich[1] eine bestimmte Zeitfunktion $y = f(x)$

Umgekehrt kann jede Zeitfunktion (beispielsweise eine statistische Reihe) auch durch ihr Spektrum $F(\lambda)$ beschrieben werden.

Dieses Spektrum erhält man durch die Fourier-Transformation der Zeitfunktion $y(x)$ in den Frequenzbereich[2] nach folgender Formel:

$$F(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} y(t) \cdot e^{-i\lambda t} \, dt; \quad i = \sqrt{-1}$$

(Auch das oben genannte Radio übt eine derartige transformierende Funktion aus. Ohne diese Funktion ist das menschliche Ohr nicht in der Lage, auch nur einen periodischen Vorgang aus dem an der Antenne ankommenden Gemisch von zeitlichen Vorgängen zu unterscheiden).

Man zerlegt nun eine transformierte Zeitreihe (d.h. ihr Spektrum) zunächst in ihre anteiligen Frequenzbänder.

---

1) Unter Zeitbereich versteht man die Darstellung eines Vorganges in einem Koordinatensystem, auf dessen Abszisse die Zeit und auf dessen Ordinate die zugehörigen statistischen Werte einer Reihe abgetragen sind.

2) Unter Frequenzbereich versteht man die Darstellung eines Vorganges in einem Koordinatensystem, auf dessen Abszisse die Frequenz und auf dessen Ordinate die Amplituden der einzelnen Frequenzen abgetragen sind.

Jedes Frequenzband charakterisiert einen bestimmten periodischen Verlauf, beispielsweise einen Vierzig-Monatszyklus, der während der ganzen Beobachtungszeit mit derselben Frequenz λ_1 auftritt.

Trägt ein Frequenzband $(\lambda, \lambda + d\lambda)$ mit $f(\lambda)\, d\lambda$ zur gesamten Varianz bei, so wird $f(\lambda)$ das "power-spectrum" (Energiespektrum[1]) der Serie genannt.

Das "power-spectrum" $f(\lambda)$ ist das Quadrat von dem absoluten Betrag von $F(\lambda)$:

$$f(\lambda) = \left| F(\lambda) \right|^2$$

Anders ausgedrückt, ein "power-spectrum" zerlegt eine Serie in eine Anzahl von Frequenzbändern und mißt die relative Wichtigkeit jeder dieser Bänder dadurch, daß es den Anteil dieser Bänder an der Gesamtvarianz angibt.

Zeigt sich also für ein bestimmtes λ_1 ein großer Wert $f(\lambda_1)$, so bedeutet das, daß die Frequenzen dieses Bandes von besonderer Wichtigkeit sind, weil sie einen großen Beitrag zur Gesamtvarianz geben (siehe Abb. 23 Seite 70)

---

1) Diese Bezeichnung ist von Prof. Bader, TH Stuttgart, übernommen.

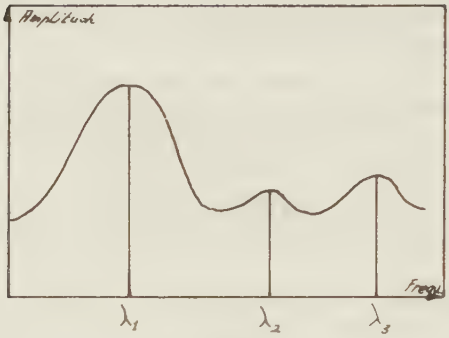


Abb. 23

Die Frequenz λ gibt bekanntlich an, wie oft eine periodische Funktion sich innerhalb einer bestimmten Periode K wiederholt. λ ist $\frac{2\pi}{K}$.

Da die wenigsten ökonomischen Zeitreihen streng periodisch sind, kann man diese Zeitreihen nur unter Zuhilfenahme von Spektralgittern[1)] zerlegen. Diese Gitter ermöglichen es, gewogene Schätzwerte für das Spektrum anzugeben. Ein Spektralgitter liegt symmetrisch zur sog. zentrierten Frequenz, wobei für die zentrierte Frequenz die Gewichtung am größten ist. Aber auch Randfrequenzen erhalten eine kleine Gewichtung.

Diese Randfrequenzen beeinflussen die zentrierte Frequenz umso stärker, je weniger stationär eine Zeitreihe ist. Eine Zeitreihe ist aber vor allem durch den Trend nicht stationär. Ein Trend muß auf jeden Fall vorher aus der Reihe eliminiert werden.

Durch ein Spektralgitter werden aber die Niederfrequenz-Schwingungen (lange Periode) überbewertet und die Hochfrequenzschwingungen (kurze Periode) nur schwer unterscheidbar.

---

1) Qu: (49)

Deshalb wird hier auf einen neuen Vorschlag in der Spektral-Analyse hingewiesen, der darin besteht, daß man einen Teil des Einflusses der Niederfrequenz-Schwingungen vorher herausfiltert - (sog. "Vorbehandeln")[1].

Um eine Niederfrequenzschwingung "vorzubehandeln", gibt es eine Vielzahl mathematischer Möglichkeiten. Am besten erscheint dazu eine sog. Frequenz-Antwortfunktion geeignet. Mit Hilfe einer solchen Funktion erhält man ein berichtigtes "power-spektrum". Nunmehr sind die einzelnen Frequenz-Bänder mit ihren Amplituden exakter zu identifizieren.

Die Spektral-Analyse eignet sich aber nicht allein zur Analyse einer Zeitreihe, sondern mit der Spektral-Analyse kann man Querverbindungen zwischen zwei Zeitreihen weit genauer untersuchen als es in den bisherigen Methoden möglich war. Dieses Verfahren nennt man Cross-Spektral-Analyse.

Frequenz-Bänder ein und derselben Reihe haben untereinander keine Korrelation. Zerlegt man zwei Zeitreihen in ihre Frequenz-Bänder, so kann man die Korrelation zwischen entsprechenden Frequenz-Bändern berechnen. Die Korrelation braucht jedoch nicht über alle Frequenz-Bänder den gleichen Wert zu haben. Das Diagramm, das die Quadrate der Korrelationszahlen zwischen entsprechenden Frequenz-Bändern angibt, wird Kohärenz-Diagramm genannt. Die Kohärenz mißt also den Grad der Beziehung zwischen zwei Frequenz-Bändern.

---

1) Qu: (26)

Die Spektral-Dichte dagegen mißt die Beziehungen zwischen den "power-spectren" von 2 Serien (X und Y), siehe Abb. 24

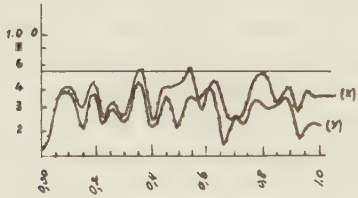


Abb. 24

Mit Hilfe einer komplexen Funktion ("cross-spectrum" genannt) kann man weitere Beziehungen zwischen zwei Serien messen. Der Realteil dieser Funktion wird "co-spectrum" genannt und gibt die Kovarianz von Amplituden von phasengleichen Frequenz-Bändern an. Der Imaginärteil dieser Funktion wird "quadratur-spectrum" genannt und gibt die Kovarianz der Amplituden von Frequenzbändern an, die sich entsprechen, aber um 90 Grad phasenverschoben sind.

Besteht eine Phasenverschiebung zwischen zwei sich entsprechenden Frequenz-Bändern, so ist diese meßbar. Die Phasenverschiebung φ muß jedoch nicht für alle sich entsprechende Frequenz-Bänder von zwei Zeitreihen konstant sein. Die Abb. 25 zeigt den Verlauf bei konstanter Phasenverschiebung. Abb. 26 zeigt den Verlauf bei nicht konstanter Phasenverschiebung. (siehe nächste Seite)

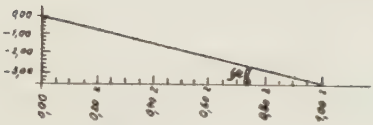


Abb. 25

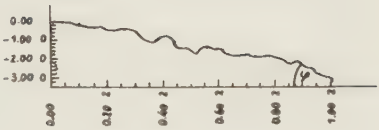


Abb. 26

Dabei ist die Phasenverschiebung gleich der Steigung der Kurve in jedem Punkt.

Ein nach dieser Methode berechnetes Beispiel bringt die Abb. 27 auf Seite 74 . Sie zeigt das "vorbehandelte" powver-spectrum der Schweineschlachtung in den U.S.A. von 1907 bis 1960.

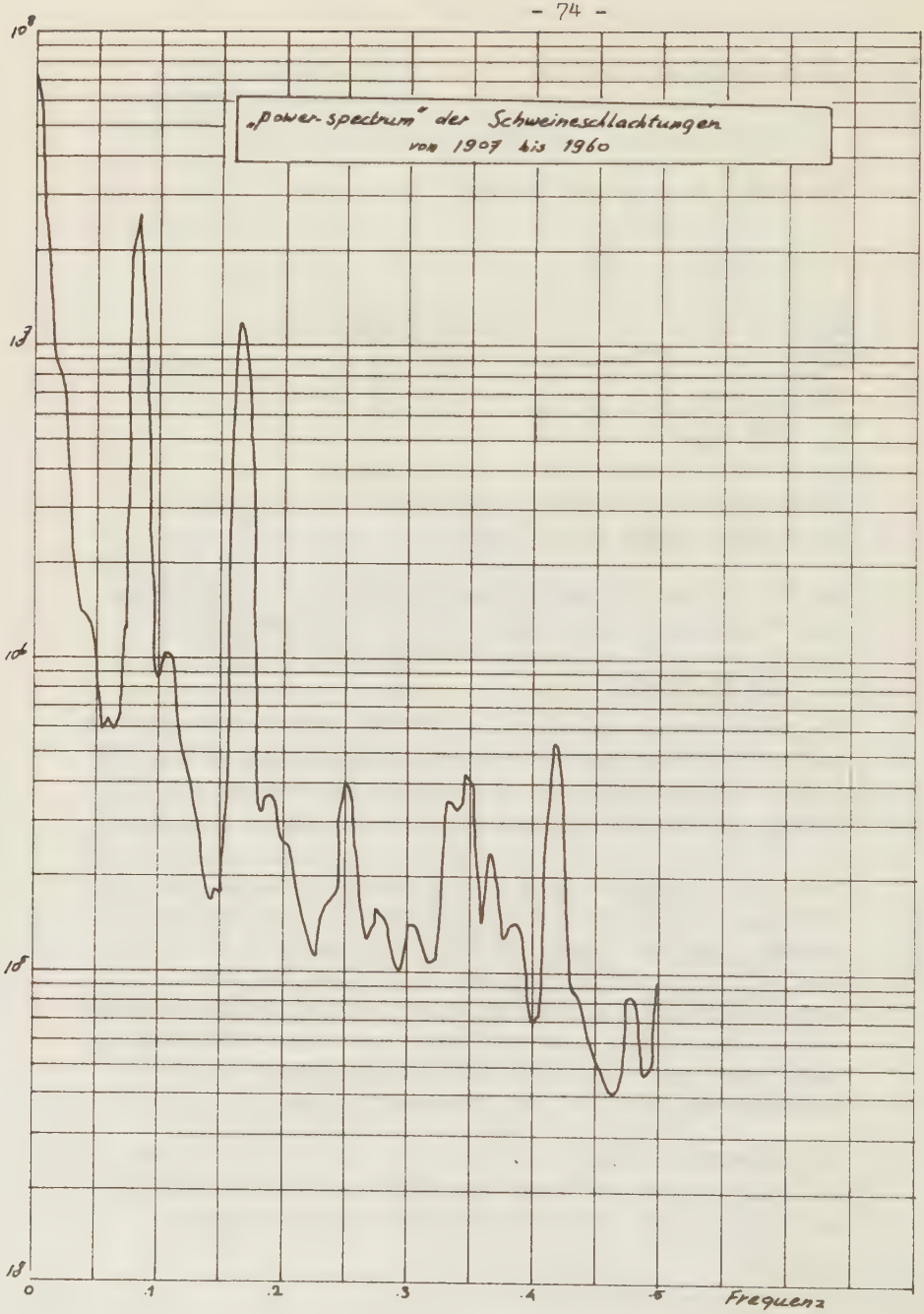
Die Graphik zeigt besondere Spitzen bei den Frequenzen 0,833 (12-Monate-Zyklus) und Spitzen bei den Frequenzen 0,1667 (6-Monats-Zyklus). Die anderen Spitzen bei 0,25, 0,3333, 0,3500 und 0,42 sind nicht so bedeutsam.

Diese neue Methode erfordert für den Ökonomen ein Umdenken gegenüber dem bisher Gewohnten. Die Methode erscheint ziemlich kompliziert, bietet aber dafür viele neue zusätzliche Möglichkeiten, Zeitreihen zu untersuchen. Natürlich ist das Verfahren noch in der Entwicklung begriffen, aber die bisherigen Ergebnisse sind recht ermutigend, wie sich durch vergleichende Untersuchungen mit herkömmlichen Methoden gezeigt hat.

Der interessierte Leser findet in dem kürzlich erschienenen Buch von Granger[1] und Hatanaka eine zusammenfassende theoretische und praktische Darstellung der Spektral-Analyse.

---

1) Qu: (26)


„Power-spectrum" der Schweineschlachtungen
von 1907 bis 1960
10^8
10^7
10^6
10^5
10^4
0
.1
.2
.3
.4
.5
Frequenz

5. Der Polynomansatz in der Zeitreihenanalyse

5.1 Vorbemerkungen

Polynomdarstellungen[1)] gehören zu den Regressionsverfahren. In diesem Kapitel sollen einige spezielle Dinge der Polynomdarstellung beschrieben werden.

Jede endliche statistische Reihe kann durch ein Polynom n-ter Ordnung in folgender Form angenähert dargestellt werden:

$$Y = a_o \cdot x^o + a_1 \cdot x^1 + a_2 \cdot x^2 + \ldots a_n x^n$$

Dabei sind die Werte a_i die Koeffizienten des Polynoms.

Polynome lassen sich heute leicht mit elektronischen Rechenanlagen berechnen. Manuelle Verfahren sind bekanntlich sehr aufwendig.

5.2 Die Beschreibung von Kurven

In vielen Fällen ist es wünschenswert, eine statistische Reihe - sei es die unzerlegte Zeitreihe, die Komponente einer Reihe oder interrumpierende Reihen - durch eine analytische Funktion $y = f(x)$ zu beschreiben.

Gerade für die Saisonkomponente sind häufig die Zeitintervalle, für die Polynome aufgestellt werden sollen, relativ eindeutig. Als Zeitintervalle bieten sich hier ein oder mehrere Jahre bzw. der Zeitraum zwischen Saisonanfang und Saisonende an. Dies gilt mit gewissen Ein-

---

1) Qu: (2) (9) (39) (40)

schränkungen auch für die "glatte" Komponente.

Stellt man nun für jeden der aufeinanderfolgenden Zeitabschnitte ein Polynom auf, so ist man in der Lage, die Polynome dieser Zeitabschnitte miteinander zu vergleichen und Regelmäßigkeiten und Abweichungen mathematisch eindeutig festzustellen. Auch zwei verschiedene Kurven deren Polynome man berechnet hat, sind auf diese Weise zu vergleichen und evtl. aufgetretene Abweichungen sind feststellbar.

Im Anhang Seite 118 ff sind zwei Beispiele aufgeführt. Beispiel 1 zeigt die Karottenpreisentwicklung in Belgien für 1954. Die Originalserie wird durch ein Polynom 4. Grades beschrieben. Beispiel 2 zeigt die Karottenproduktionspreisentwicklung von 1954 - 1962 in Belgien. Es wird für jeweils 3 Jahre ein Polynom 15. Grades berechnet.

5.3 Berechnung von zyklischen und säkularen Trends

Von C o w d e n[1] stammt der Vorschlag, den zyklischen bzw. säkularen Trend einer Zeitreihe mit Hilfe der Polynom-Darstellung zu berechnen.

Cowdens Grundmodell hat die Form:

$$Y = T + C + S + Q + I \tag{1}$$

wobei T die Trend-Komponente, C die zyklische Komponente, S die Saisonkomponente, Q einzelne extreme Abweichungen und I die zufälligen Schwankungen darstellt.

Eliminiert man Q, so verbleibt:

$$Y = T + C + S + I$$

---

1) Qu: (9)

Wenn Monats- oder Quartalsdaten vorliegen, faßt Cowden T und C jeweils für 2 Jahre zum sog. "zyklischen Trend" G zusammen.

Liegen Jahresdaten über mehr als 3 Jahre vor, so werden T und C zum sog. "säkularen Trend" G^{x} zusammengefaßt.

5.31 Der zyklische Trend

Durch die Zusammenfassung von T und C zu G ergibt sich folgende Formel:

$$Y = G + S + I \tag{2}$$

Diese Gleichung stellt die Ausgangsbasis für die weiteren Betrachtungen dar.

Für die Saisonstruktur wird unterstellt, daß sie starr ist. Experimente haben gezeigt, daß ein zyklischer Trend sich auch dann genügend genau berechnen läßt, wenn sich die Saisonstruktur nur langsam mit der Zeit ändert.

In den bisherigen Gleichungen wurde die Verknüpfung der Komponenten als additiv unterstellt. Durch die Anwendung der Logarithmenrechnung auf die Originaldaten läßt Cowden's Modell auch multiplikative Verknüpfung der Komponenten zu.

Ein zyklischer Trend G kann nun in Zeitabschnitten von 2 Jahren durch ein Polynom m-ten Grades beschrieben werden.

$$G_{x(m)} = a_o + a_1x + a_2x^2 + \dots a_mx^m$$

Der Gang der Berechnung von G sei kurz beschrieben.

Man ermittelt zunächst fortlaufend die "jährlichen Differenzen" (eine jährl. Differenz ist definiert als die Differenz zwischen dem Originalwert der laufenden Periode (z.B. Monat Januar 1964) und dem Originalwert des vorausgegangenen Jahres der selben Periode (i.e. Januar 1963)). Für die so erhaltene "Differenzenkurve", deren Länge 2 Jahre beträgt, wird das Polynom mit seinen Koeffizienten a_i gesucht, das diese Kurve möglichst gut beschreibt.

Setzt man in das als bestes gefundene Polynom der Reihe nach die zugehörigen x-Werte (Abszissen-Werte) ein, so bekommt man die rechnerischen Werte des Polynoms an jeder Stelle x. Diese Werte sind die gesuchten Werte des zyklischen Trends.

Dieses Verfahren ist sehr zeitraubend und aufwendig. Cowden hat deshalb einen einfacheren Weg zur Berechnung eines zyklischen Trends, basierend auf der oben genannten Theorie, angegeben.

Man braucht nun nicht mehr die "jährlichen Differenzen" der Y_i - Werte usw. zu berechnen. Cowden hat nämlich Schemata von gewogenen gleitenden Gewichtungsfaktoren W_M berechnet für:

1. Quartalsdaten für Polynome 1. - 4. Grades
2. Monatsdaten für Polynome 1. - 4. Grades

Tabelle 8 zeigt ein solches Schema für ein Polynom 4. Grades für Quartalsdaten

Tabelle 8

	1	2	3	4	5	6	7	8
	71	1	9	1	7	1	-9	1
	-27	67	37	-13	-27	3	37	-13
	29	-21	13	43	29	-21	-51	43
	15	25	15	9	15	25	15	-55
	-55	15	25	15	9	15	25	15
	43	-51	-21	29	43	13	-21	29
	-13	37	3	-27	-13	37	67	-27
	1	-9	1	7	1	-9	1	71
ΣW_M	64	64	64	64	64	64	64	64

Dabei gibt die erste senkrechte Spalte die Gewichtungsfaktoren für das 1. Quartal, die zweite Spalte die Faktoren für das 2. Quartal usw. an.

Mit Hilfe derartiger Schemata kann man die Werte für G für die genannten zwei Jahresintervalle direkt unter Benutzung der Originalwerte Y nach folgender Formel berechnen:

$$\bar{G}_m = \frac{\sum W_m \cdot Y}{\sum W_m} \qquad (3)$$

Benutzt man diese Formel, so erhält man dieselben Ergebnisse für den zyklischen Trend G, die man auch bei dem zuerst beschriebenen Verfahren bekäme.

Ist der zyklische Trend bekannt, so errechnet man die Saisonkomponente und die irreguläre Komponente, indem man von der Ursprungsreihe Y den Wert des zyklischen Trends abzieht.

$$S + I = Y - \bar{G}$$

Die Berechnung eines zyklischen Trends, sei an dem folgenden konstruierten Beispiel erläutert:

Tabelle 9 zeigt den zyklischen Trend und die Ursprungswerte der Zeitreihe für den Ausschnitt 1957/58.

Tabelle 9

Jahr und Quartal		Y_i	G
1957:	1	413,6	559,5
	2	584,9	548,0
	3	497,7	498,0
	4	567,7	444,7
1958:	1	251,9	402,7
	2	409,5	390,7
	3	444,2	428,0
	4	672,7	535,6
Summe:		3 842,2	3 807,2

Zunächst entscheidet man sich, welchen Grad das Polynom für G in den jeweiligen zwei Jahresabschnitten haben soll.

Liegt der Grad des Polynoms fest (beispielsweise 4. Grades), so berechnet man den Wert für $\bar{G}_m$ des 1. Quartals 1957, indem man die Gewichtungsfaktoren der ersten senkrechten Spalte der Tabelle 8 auf Seite 79 mit den 8 Quartalsdaten von Y_i (aus Tabelle 9), angefangen bei dem 1. Quartal 1957, nacheinander multipliziert.

Tabelle 10

Jahr und Quartal		W_m	Y_i	$W_m \cdot Y_i$
1957 :	1	71	413,6	29 365,6
	2	-27	584,9	-15 792,3
	3	29	497,7	14 433,3
	4	15	567,7	8 515,5
1958 :	1	-55	251,9	-13 854,5
	2	43	409,5	17 608,5
	3	-13	444,2	-5 774,6
	4	1	672,7	672,7
Summe :		64	3 842,2	35 174,2

Die erhaltene Summe ($\Sigma W_m Y_i$) wird nun gemäß Formel (3) durch $\Sigma W_m = 64$ dividiert und man erhält

$$\bar{G}_m = 549{,}597 \text{ oder aufgerundet } \bar{G}_m = 549{,}6.$$

Dieser Wert $\bar{G}_m$ ist der Wert des zyklischen Trends des ersten Quartals 1957.

Den Wert des zweiten Quartals 1957 erhält man, indem man die Gewichte der 2. senkrechten Spalte der Tabelle 8 auf Seite 79 analog auf die 8 Quartalsdaten von 1957 - 1958 sukzessive anwendet und durch $W_m = 64$ dividiert.

Sind Monatszahlen gegeben, so wird damit unter Benutzung entsprechender Gewichtungstabellen analog verfahren.

In der folgenden Tabelle 11 sind die Quartalswerte für $\bar{G}_m$ für das obige Beispiel je nach gewähltem Polynomgrad zusammengefaßt. (Der Index bei $\bar{G}$ gibt den Grad des Polynoms an).

Tabelle 11

Jahr und Quartal	$\bar{G}_{(1)}$	$\bar{G}_{(2)}$	$\bar{G}_{(3)}$	$\bar{G}_{(4)}$
1957 : 1	542,8	623,4	566,9	549,6
2	524,9	536,4	549,9	572,1
3	507,0	472,5	502,1	509,5
4	489,2	431,6	445,0	432,7
1958 : 1	471,4	413,7	400,3	387,9
2	453,5	418,9	389,3	396,7
3	435,6	447,2	433,7	456,0
4	417,8	498,5	555,0	537,7
Summe:	3 842,2	3 842,2	3 842,2	3 842,2

Aus diesen Ergebnissen ergibt sich, daß $\bar{G}_{(3)}$ die beste Schätzung des zyklischen Trends für das Intervall 1957-58 darstellt. Der Korrelationskoeffizient zwischen $\bar{G}_{(3)}$ und dem vorgegebenen G beträgt 0,68.

Dieser Korrelationswert ist nicht gerade sehr hoch. Korrelationszahlen in der gleichen Größenordnung ergeben sich bei anderen Testreihen.

An die Werte für den zyklischen Trend darf man somit keine zu großen Genauigkeitsansprüche stellen; das Verfahren dürfte aber meist ausreichen, vor allem, wenn man bedenkt, wie ungenau normalerweise schon die statistischen Grunddaten sind.

Ein schwieriges Problem stellt die Wahl des Polynomgrades dar.

Bei den von Cowden untersuchten Reihen hat sich herausgestellt, daß für Quartalsdaten ein Polynom 3. Grades die besten Ergebnisse liefert.

Bei Monatsdaten liegen noch nicht genügend Erfahrungen bezüglich des optimalen Polynomgrades vor, aber alles deutet darauf hin, daß Polynome 4. Grades recht gute Ergebnisse bringen.

5.32 Der säkulare Trend

Während die Schwingungen des zyklischen Trends sich über jeweils 2 Jahre erstrecken, ziehen sich nach Cowden säkulare Schwingungen über 3 - 25 Jahre hin.

Die Monats- und Quartalsdaten konnten eine starre oder sich langsam verändernde Saison enthalten, die jährlichen Daten dagegen setzen sich wie folgt zusammen:

$$Y = G^{\kappa} + I \tag{4}$$

Säkulare Trends G^{κ} werden bei Cowden durch Polynome 1. bis 5. Grades dargestellt und nach dem gleichen Verfahren wie die zyklischen Trends mittels bestimmter Gewichtungsschemata berechnet.

Im Rahmen dieser Arbeit kann Cowdens Verfahren naturgemäß nicht in allen Einzelheiten beschrieben werden.

Es sollte gezeigt werden, daß mit Hilfe der tabellierten Gewichtungsfaktoren mit relativ geringem Rechenaufwand sofort zahlenmäßig die Monats-, Quartals- oder Jahresdaten eines zyklischen bzw. säkularen Trends berechnet werden können.

6. Schlußbetrachtung

In dieser Arbeit wurde versucht, auf einen Teil der vielschichtigen Probleme, die bei der Zeitreihenanalyse schon auf Grund der Theorie und erst recht bei ihrer praktischen Anwendung entstehen, hinzuweisen. So wurden nach einem kurzen Überblick über mögliche Verfahren, die natürlich nicht den Anspruch auf Vollständigkeit erheben können, zwei neuere Methoden, nämlich die Methode der Deutschen Bundesbank und die Methode Bongard näher erläutert und auf ihre Vor- und Nachteile hin untersucht, wobei sich gezeigt hat, daß das Verfahren der Deutschen Bundesbank für die meisten Zeitreihen recht gute Ergebnisse bringt.

Im weiteren wurde die Fourier-Analyse beschrieben. Die relativ neuen Verfahren der Fourier-Analyse sind noch in der Entwicklung begriffen, so daß sich etwas Endgültiges über ihre Nutzanwendung zur Zeit nicht sagen läßt.

Abschließend wurde dann noch auf Polynomdarstellungen eingegangen. Polynomdarstellungen (speziell das Verfahren von Cowden) scheinen für viele Fälle der Praxis, wo es nicht so sehr auf Exaktheit ankommt, recht brauchbare Ergebnisse zu liefern.

Ohne Zweifel ist eine exakte Kenntnis des Saisonverlaufes, des Trends oder der Konjunktur sehr aufschlußreich. Leider aber lassen sich zukünftige Entwicklungen nur bedingt innerhalb gewisser Vertrauensgrenzen vorher bestimmen.

Vor allem jedoch kann ein zu schematisches Anwenden eines Verfahrens zu falschen Ergebnissen führen. Insofern muß es als unerläßlich angesehen werden, jede

Zeitreihe auf ihre Eigenheit hin zu prüfen und die für den speziellen Fall geeignete Methode anzuwenden.

Auch darf nicht übersehen werden, daß das meist vorliegende statistische Material doch recht ungenau ist. Wendet man aber auf ein derartiges Grundmaterial sehr exakte und ins Detail gehende Methoden an, so besteht die Gefahr, Ergebnisse zu erhalten, die nicht mit dem Grundmaterial vereinbar sind.

Abschließend kann man sagen, daß es zur Zeit sehr viele Methoden der Zeitreihenanalyse gibt, daß aber d i e universelle Methode wohl noch nicht gefunden ist.

A n h a n g

Zeitreihenanalyse nach der Methode der Deutschen Bundesbank zu Pkt. 3.15

Das neue vollmaschinelle Verfahren sei durch ein Beispiel ergänzt. Die nachstehend analysierte Reihe betrifft die Mohrrübenpreisentwicklung in Frankreich in den Jahren 1957 - 1963.

Tabelle Nr. 1: Diese enthält im Kopf zunächst die vier Reihencharakteristiken, dann die Ergebnisse der vier Testverfahren und danach die einzelnen Komponenten der Reihe.

Abbildung Nr. 1: Sie zeigt die Originalwerte der Reihe vor Ausschaltung der Extremwerte und den Trend der Iteration 0.

Abbildung Nr. 2: Sie zeigt die saisonbereinigten Werte sowie den Korridor um die bereinigten Werte der Iteration 0.

Abbildung Nr. 3: Sie zeigt eine relativ konstante Saisonkomponente. Lediglich in den Monaten Oktober, November und Dezember 1959 ist eine gewisse Abweichung von der konstanten Saisonfigur feststellbar.

Abbildung Nr. 4: Sie zeigt die 12 Monatsdiagramme, wobei jeweils auf der Ordinate der Iteration 0 und auf der Abszisse die Ursprungswerte abgetragen sind. Hervorzuheben ist, daß das Monatsdiagramm

für Juli einen außergewöhnlichen Verlauf der Regressionsgerade anzeigt.

Tabelle Nr. 2: Sie zeigt die Ergebnisse der 5. Iteration, wobei vier Ausgangswerte korrigiert worden sind.

Abbildung Nr. 5: Sie zeigt die Originalwerte der Reihe vor und nach Ausschaltung der Extremwerte und den Trend der Iteration 5.

Abbildung Nr. 6: Sie zeigt die saisonbereinigten Werte sowie den Korridor um die bereinigten Werte der Iteration 5.

Abbildung Nr. 7: Sie zeigt die Saisonkomponente der Iteration 5, wobei auch wieder in den Monaten Oktober, November und Dezember des Jahres 1959 die Saisonfigur sich ändert.

Abbildung Nr. 8: Sie zeigt die 12 Monatsdiagramme, wobei jeweils auf der Ordinate der Iteration 5 und auf der Abszisse die Ursprungswerte abgetragen sind. Hervorzuheben ist, daß auch hier das Monatsdiagramm für Juli einen außergewöhnlichen Verlauf der Regressionsgerade anzeigt.

ZEITREIHENANALYSE (BUNDESBANK-VERFAHREN) REIHE 6 ZEITRAUM 1/1957 - 12/1963 IT. 0

ADD.KO A	-21.37	-97.16	-208.18	-292.02	-279.50	143.39	398.64	100.02	-89.04	-49.61	-3.80	4.50
MUL.KO B	0.97	1.71	2.92	3.83	4.35	0.40	-2.25	0.13	1.44	.96	0.54	0.56
SIGMA	25.08	21.45	10.70	25.32	57.29	45.70	70.79	62.30	19.73	2 .18	13.94	7.35
VS	1.00	0.76	0.24	0.43	0.53	B-KO	1.53	5.58	0.51	.37	0.22	0.14

EXT-W KOMMASTELLUNG 0 AUSG. 1

RUNZAHL 25.MAX.RUNLAENGE 7.PHAS.VERT.TEST 0.615.PHAS.HAEUF.T. 4.099.COX-STUART 1.701.BIN.TRENDTEST .978 D10100

RNR	MO	JAHR	ORIG.WERT	AUSG.WERT	KOR	TREND	SAIS.KOMP	REGR.WERT	IRR.KOMP	SAISBWERT	U-GRENZE	O-GRENZE	RUN
6	1	1957	33	33		67	-22	43	-9	56	17	117	0
6	2	1957	29	29		73	-44	28	1	74	30	116	1
6	3	1957	39	35		79	-55	23	12	91	58	131	0
6	4	1957	53	53		86	-49	36	17	103	35	136	0
6	5	1957	176	176		92	28	119	57	148	0	236	0
6	6	1957	168	168		98	85	183	-14	83	7	189	1
6	7	1957	236	236		104	59	164	72	177	0	246	1
6	8	1957	199	199		109	6	114	85	193	0	233	0
6	9	1957	90	90		115	-37	77	13	128	75	154	0
6	10	1957	64	64		123	-54	68	-3	119	83	163	1
6	11	1957	62	62		131	-63	67	-4	126	105	157	0
6	12	1957	78	78		137	-55	81	-2	134	122	152	0
6	1	1958	88	88		133	-25	107	-18	114	83	183	0
6	2	1958	82	82		121	-11	110	-27	94	78	164	0
6	3	1958	131	131		114	11	125	6	120	93	136	1
6	4	1958	148	148		111	24	135	13	124	61	162	0
6	5	1958	275	275		110	88	198	77	187	0	224	0
6	6	1958	215	215		108	79	187	28	136	17	199	0
6	7	1958	84	84		105	56	161	-76	28	0	247	1
6	8	1958	72	72		102	11	114	-41	61	0	227	0
6	9	1958	51	51		97	-45	51	0	97	58	137	1
6	10	1958	39	39		89	-52	36	3	92	49	130	0
6	11	1958	49	49		77	-38	38	11	88	50	103	0
6	12	1958	45	45		66	-24	41	4	70	51	80	0
6	1	1959	57	57		67	-23	44	13	81	17	118	0
6	2	1959	43	43		76	-42	33	10	86	33	119	0
6	3	1959	43	43		84	-45	38	5	89	63	106	0
6	4	1959	51	51		91	-32	58	-6	84	41	142	1
6	5	1959	64	64		98	48	145	-80	16	0	212	0
6	6	1959	162	162		103	82	185	-22	80	12	194	0
6	7	1959	182	182		109	42	152	30	140	0	251	1
6	8	1959	185	185		118	-1	116	69	187	0	242	0
6	9	1959	131	131		129	-31	98	33	163	90	169	0
6	10	1959	131	131		145	-55	89	42	187	105	185	0
6	11	1959	109	109		163	-77	85	24	187	136	189	0
6	12	1959	113	113		170	-70	99	14	184	155	184	0
6	1	1960	141	141		163	-26	136	5	168	112	213	0
6	2	1960	160	160		151	10	161	-0	150	108	194	1
6	3	1960	205	205		141	63	204	1	142	120	163	1
6	4	1960	260	260		133	86	219	41	174	83	184	0
6	5	1960	279	279		126	143	269	10	136	12	241	0
6	6	1960	119	119		120	72	192	-72	47	29	211	1
6	7	1960	53	53		113	31	144	-90	22	0	254	0
6	8	1960	39	39		104	10	114	-74	29	0	229	0
6	9	1960	40	40		92	-47	44	-3	88	53	131	0
6	10	1960	33	33		77	-52	24	9	86	36	117	1
6	11	1960	33	33		61	-30	29	4	64	34	87	0
6	12	1960	41	41		58	-20	37	4	62	44	73	0
6	1	1961	45	45		72	-23	48	-2	69	22	122	1
6	2	1961	40	40		85	-36	49	-8	77	43	128	0
6	3	1961	39	39		93	-29	63	-23	69	72	114	0
6	4	1961	55	55		97	-17	78	-22	73	46	147	0
6	5	1961	100	100		99	53	153	-52	47	0	214	0
6	6	1961	248	248		102	82	185	63	166	11	194	1
6	7	1961	248	248		106	55	160	88	193	0	247	0
6	8	1961	168	168		111	4	115	53	164	0	235	0
6	9	1961	92	92		120	-35	84	8	128	81	160	0
6	10	1961	68	68		132	-54	76	-7	123	91	172	1
6	11	1961	66	66		143	-68	74	-7	135	117	169	0
6	12	1961	80	80		150	-61	88	-7	142	135	164	0
6	1	1962	84	84		145	-25	119	-34	110	95	195	0
6	2	1962	119	119		137	0	137	-17	119	94	180	0
6	3	1962	187	187		135	50	184	3	137	113	156	1
6	4	1962	182	182		135	89	224	-41	93	84	185	1
6	5	1962	254	254		134	171	305	-50	83	20	249	0
6	6	1962	250	250		135	63	198	52	187	43	226	1
6	7	1962	135	135		138	-49	88	47	185	0	279	0
6	8	1962	94	94		143	-23	119	-24	118	19	268	1
6	9	1962	98	98		145	-24	120	-21	123	105	184	0
6	10	1962	64	64		144	-55	88	-23	120	104	185	0
6	11	1962	66	66		147	-70	76	-9	137	126	173	0
6	12	1962	82	82		145	-59	85	-2	142	130	159	0
6	1	1963	162	162		138	-25	112	50	188	88	188	1
6	2	1963	174	174		133	-2	130	44	177	90	176	0
6	3	1963	166	166		129	39	168	-1	127	107	150	1
6	4	1963	191	191		126	64	189	2	127	75	176	1
6	5	1963	299	299		123	134	257	42	165	9	288	0
6	6	1963	160	160		121	71	192	-31	89	30	213	1
6	7	1963	62	62		119	12	131	-68	50	0	260	0
6	8	1963	49	49		116	-0	115	-65	50	0	241	0
6	9	1963	45	45		114	-38	75	-29	84	74	153	0
6	10	1963	39	39		111	-53	57	-17	93	71	151	0
6	11	1963	39	39		108	-52	55	-19	92	82	135	0
6	12	1963	55	55		106	-41	63	-7	97	91	121	0

ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 0

Abbildung 1

ORIGINALWERTE VOR (X) AUSSCHALTUNG DER EXTREMWERTE TREND (•)

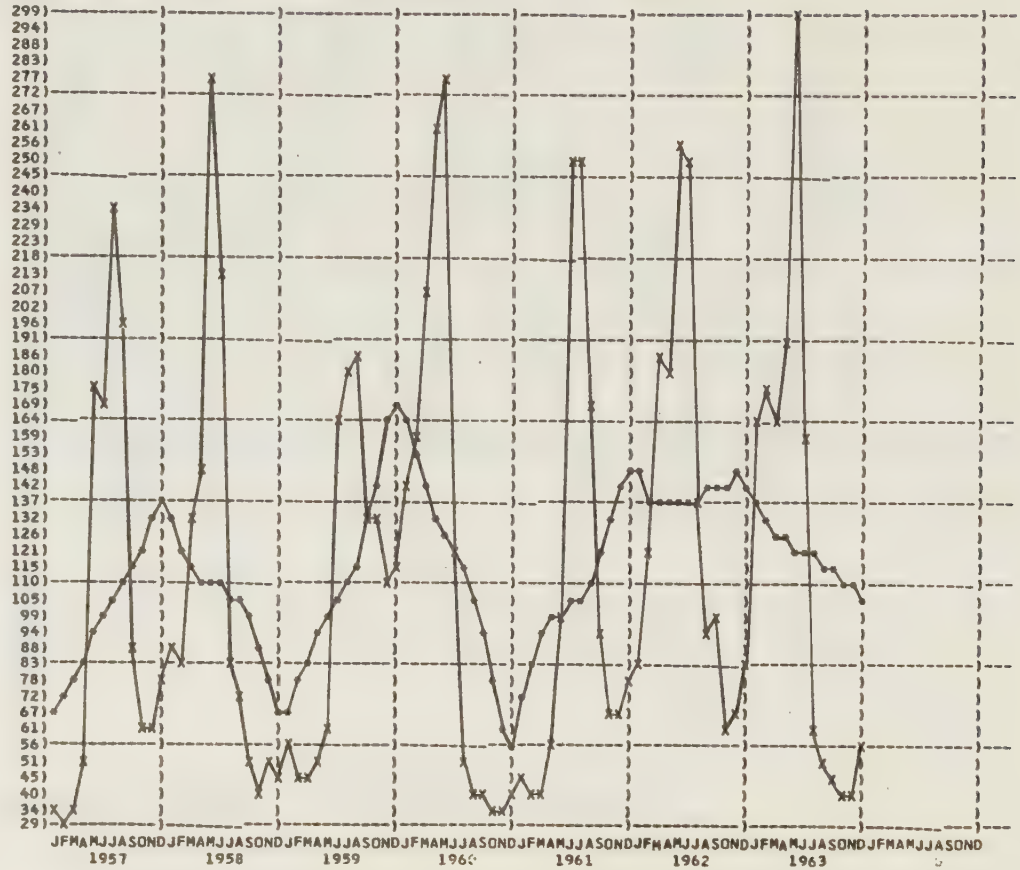


Abbildung 2.

ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 0
UNTERGRENZE (•),OBERGRENZE (•) DES SCHAETZBEREICHS, SAIS.BER. WERT (W)

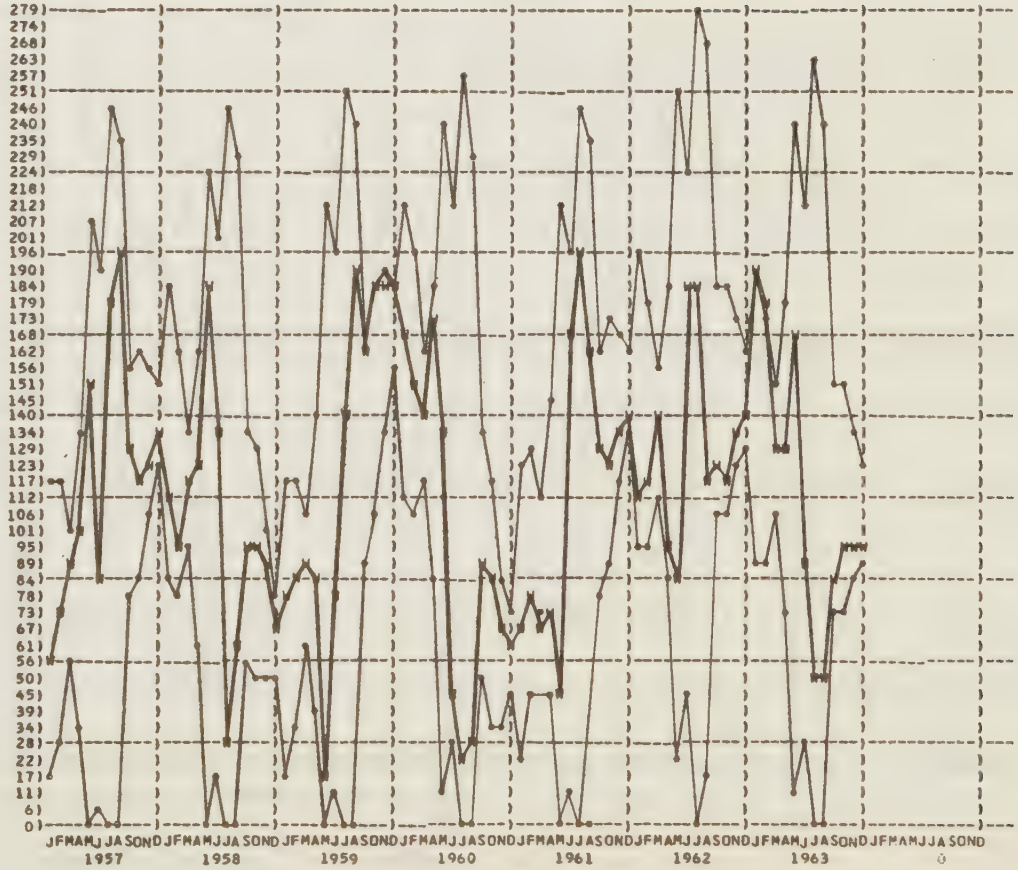


Abbildung 3.

ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 0
SAISONKOMPONENTE (P)

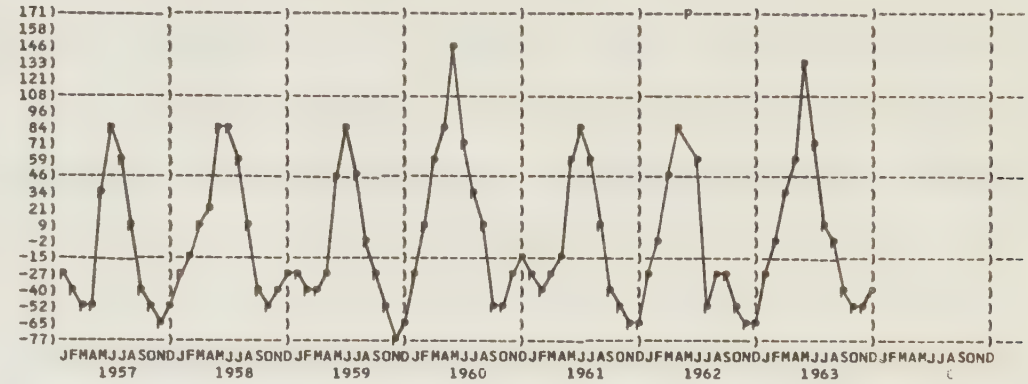


Abbildung 4

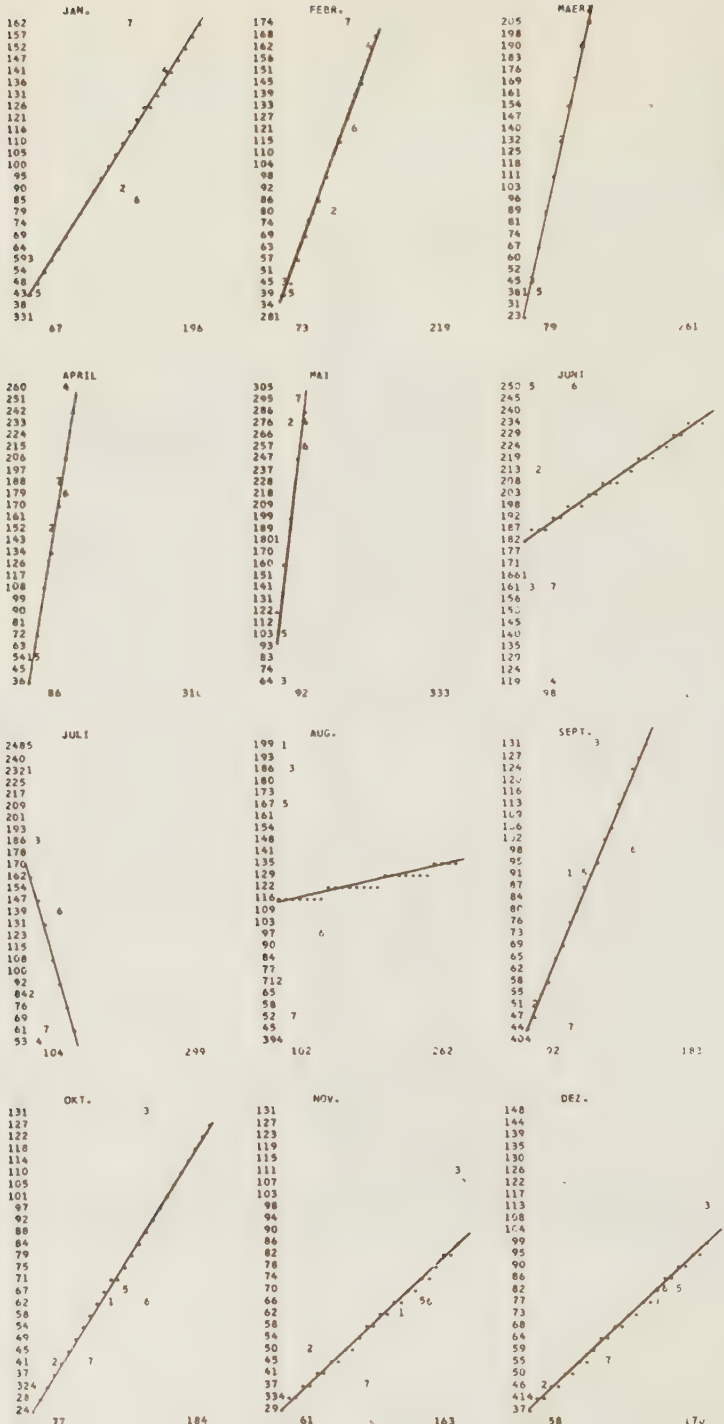


Tabelle 2

ZEITREIHENANALYSE (BUNDESBANK-VERFAHREN) REIHE 8 ZEITRAUM 1/1957 - 12/1963 /IT. 5

ADD.KO A	-19.45	-93.73	-210.49	-286.68	-267.72	131.25	399.12	94.61	-95.89	-36.95	-4.41	4.24
MUL.KO B	0.94	1.67	2.96	3.81	4.27	0.52	-2.28	0.16	1.51	0.83	0.55	0.56
SIGMA	22.40	18.50	11.37	26.62	57.33	45.52	70.73	59.82	19.46	13.35	12.97	7.37
VS	0.87	0.66	0.25	0.46	0.53	0.59	1.50	5.78	0.52	0.23	0.22	0.15

KOMMASTELLUNG 0 AUSG. 2

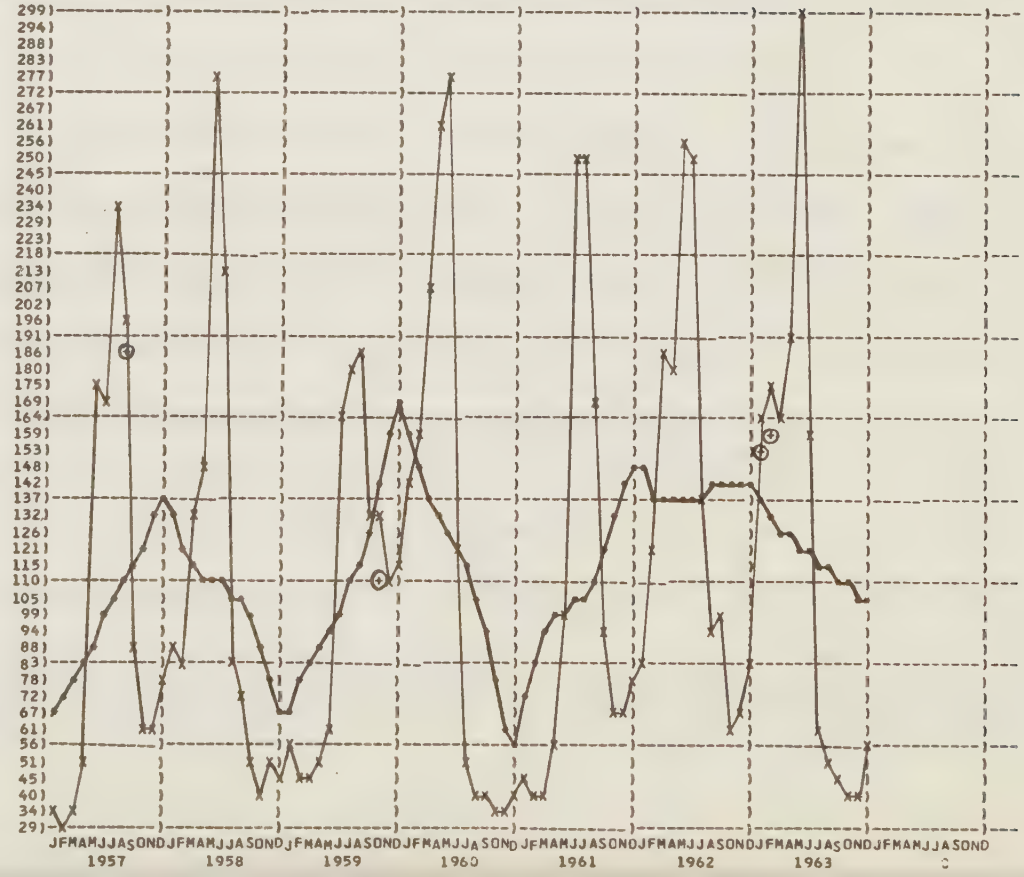
RUMZAHL 19.MAX.RUMLAENGE 11.PHAS.VERT.TEST 0.615.PHAS.HAEUF.T. 5.668.COX-STUART 1.701.BIN.TRENDTEST 0.978 110100

RNR	MO	JAHR	ORIG.WERT	AUSG.WERT	KOR	TREND	SAIS.KOMP	REGA.WERT	IRR.KOMP	SAISBWERT	U-GRENZE	O-GRENZE	RUM
6	1	1957	33	33		66	-22	43	-9	56	21	111	0
6	2	1957	29	29		72	-44	27	2	74	35	109	1
6	3	1957	35	35		78	-56	21	14	92	55	101	0
6	4	1957	53	53		84	-48	35	18	102	31	138	0
6	5	1957	176	176		91	29	119	57	147	0	205	0
6	6	1957	168	168		97	84	181	-12	84	6	188	1
6	7	1957	236	236		103	62	165	71	174	0	245	1
6	8	1957	198	185		108	5	112	73	181	0	227	0
6	9	1957	90	90		114	-36	76	14	127	75	153	0
6	10	1957	64	64		122	-57	64	0	122	95	148	0
6	11	1957	62	62		130	-61	67	-4	124	104	156	1
6	12	1957	78	78		136	-54	81	-2	133	121	151	0
6	1	1958	88	88		132	-26	105	-16	115	87	176	0
6	2	1958	82	82		120	-12	108	-25	95	83	157	0
6	3	1958	131	131		114	13	127	4	118	91	137	1
6	4	1958	148	148		111	26	138	10	122	58	165	0
6	5	1958	275	275		110	92	201	74	183	0	225	0
6	6	1958	215	215		108	79	187	28	136	17	199	0
6	7	1958	84	84		105	54	160	-75	30	0	247	1
6	8	1958	72	72		102	9	111	-38	63	0	222	0
6	9	1958	51	51		97	-45	51	0	97	58	136	0
6	10	1958	39	39		89	-51	37	2	91	63	116	1
6	11	1958	49	49		77	-38	38	11	88	51	102	0
6	12	1958	45	45		66	-23	41	4	69	51	80	0
6	1	1959	57	57		67	-22	44	13	80	23	112	0
6	2	1959	43	43		76	-42	34	9	86	39	113	0
6	3	1959	43	43		84	-44	39	4	88	62	107	0
6	4	1959	51	51		90	-32	58	-6	84	37	144	1
6	5	1959	64	64		96	46	141	-76	18	0	210	0
6	6	1959	162	162		101	82	183	-20	80	10	192	0
6	7	1959	182	182		107	47	155	27	135	0	249	1
6	8	1959	185	185		116	-1	114	71	187	0	239	0
6	9	1959	131	131		127	-29	97	34	161	89	166	0
6	10	1959	131	108		143	-61	81	26	169	116	170	0
6	11	1959	109	109		161	-75	85	24	185	135	187	0
6	12	1959	113	113		168	-68	99	14	182	153	183	0
6	1	1960	141	141		161	-27	132	9	169	116	205	0
6	2	1960	160	160		149	6	156	4	154	112	186	0
6	3	1960	205	205		139	62	202	3	143	117	162	0
6	4	1960	260	260		132	85	218	42	175	79	186	0
6	5	1960	279	279		126	145	271	8	134	11	241	0
6	6	1960	119	119		120	73	193	-73	46	29	211	1
6	7	1960	53	53		113	29	142	-88	24	0	254	0
6	8	1960	39	39		104	8	112	-72	31	0	224	0
6	9	1960	40	40		92	-48	43	-2	89	53	131	0
6	10	1960	33	33		77	-49	26	7	83	50	103	1
6	11	1960	33	33		61	-30	29	4	64	35	86	0
6	12	1960	41	41		58	-20	37	4	62	44	73	0
6	1	1961	45	45		72	-22	48	-2	68	27	117	1
6	2	1961	40	40		85	-35	49	-8	76	48	122	0
6	3	1961	39	39		93	-27	65	-25	67	70	116	0
6	4	1961	55	55		97	-14	81	-25	70	43	150	0
6	5	1961	100	100		99	58	157	-56	42	0	214	0
6	6	1961	248	248		102	82	184	64	166	11	193	1
6	7	1961	248	248		106	53	159	89	195	0	247	0
6	8	1961	168	168		111	2	113	55	166	0	230	0
6	9	1961	92	92		120	-33	86	6	126	81	159	0
6	10	1961	68	68		132	-59	72	-3	128	105	158	1
6	11	1961	66	66		143	-67	75	-8	134	117	169	0
6	12	1961	80	80		150	-60	89	-8	141	135	164	0
6	1	1962	84	84		145	-27	118	-33	112	100	190	0
6	2	1962	119	119		137	-0	136	-16	120	100	174	0
6	3	1962	187	187		135	53	188	-0	134	112	157	0
6	4	1962	182	182		135	91	226	-43	91	81	188	0
6	5	1962	254	254		134	172	306	-51	82	20	249	0
6	6	1962	250	250		135	66	201	49	184	43	226	1
6	7	1962	135	135		137	-50	87	48	186	0	279	0
6	8	1962	94	94		142	-23	118	-23	118	22	262	1
6	9	1962	98	98		143	-22	120	-21	121	104	182	0
6	10	1962	64	64		142	-60	81	-16	125	116	169	0
6	11	1962	66	66		144	-68	76	-9	135	119	170	0
6	12	1962	82	82		143	-57	85	-2	140	128	157	0
6	1	1963	162	151		136	-26	109	42	178	91	181	1
6	2	1963	174	161		131	-5	125	35	166	94	168	0
6	3	1963	166	166		127	38	165	1	128	104	150	0
6	4	1963	191	191		124	61	184	7	130	70	177	0
6	5	1963	299	299		121	129	251	48	170	7	236	0
6	6	1963	160	160		119	74	193	-32	84	28	210	1
6	7	1963	62	62		117	17	134	-71	45	0	258	0
6	8	1963	49	49		114	-0	113	-63	58	0	234	0
6	9	1963	45	45		111	-38	73	-27	84	73	150	0
6	10	1963	39	39		109	-55	53	-13	95	82	136	0
6	11	1963	39	39		106	-51	54	-14	91	80	132	0
6	12	1963	55	55		104	-40	63	-7	96	89	119	0

ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 5

Abbildung 5.

ORIGINALWERTE VOR (X) UND NACH (+) AUSSCHALTUNG DER EXTREMWERTE, TREND (•)



ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 5
UNTERGRENZE (•),OBERGRENZE (•) DES SCHAETZBEREICHS, SAIS.BER. WERT (W)

Abbildung 6.

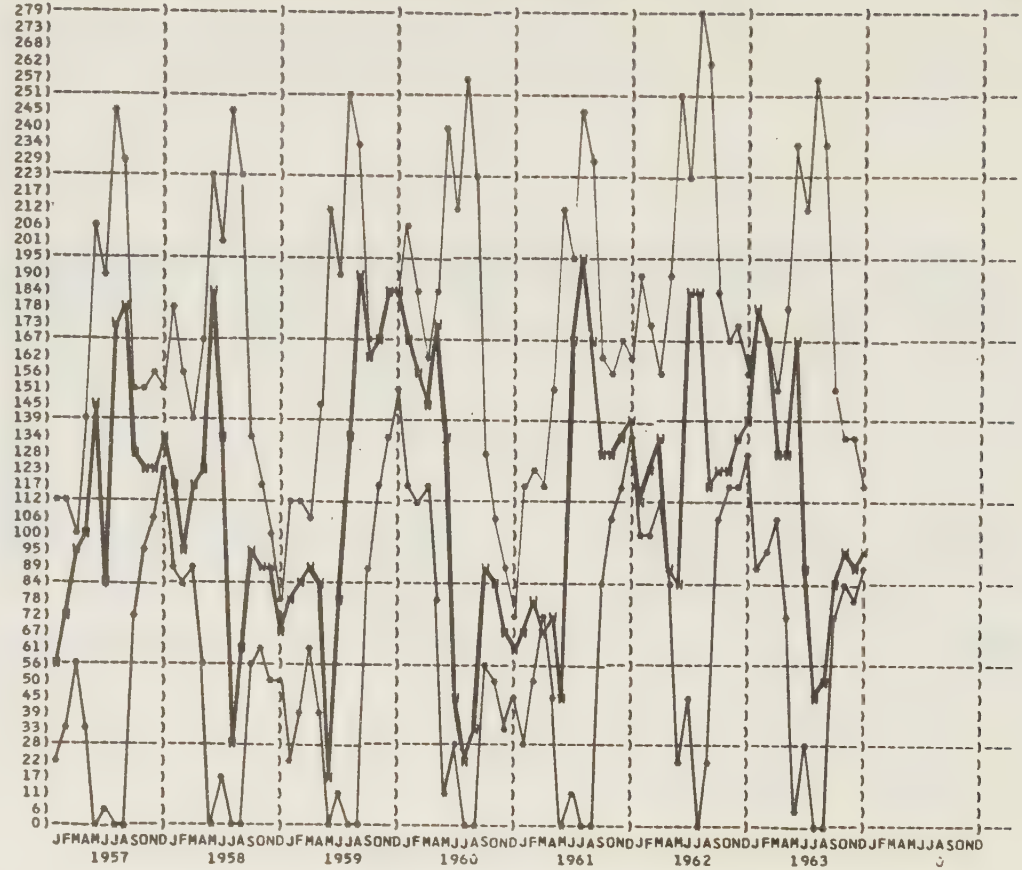
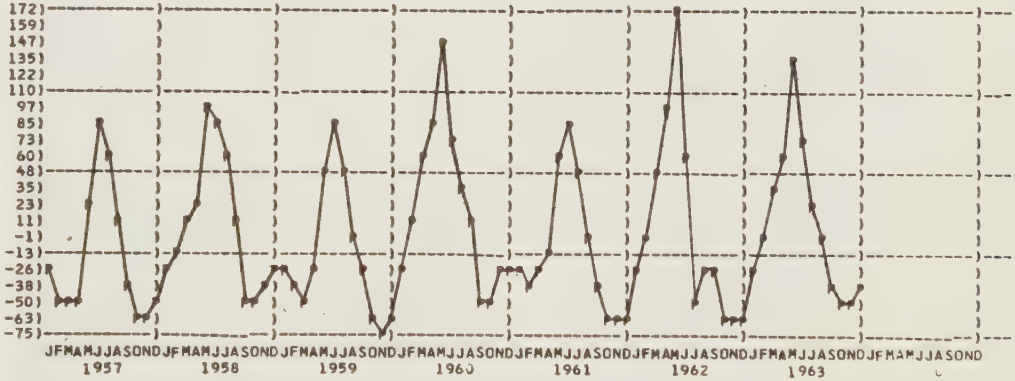


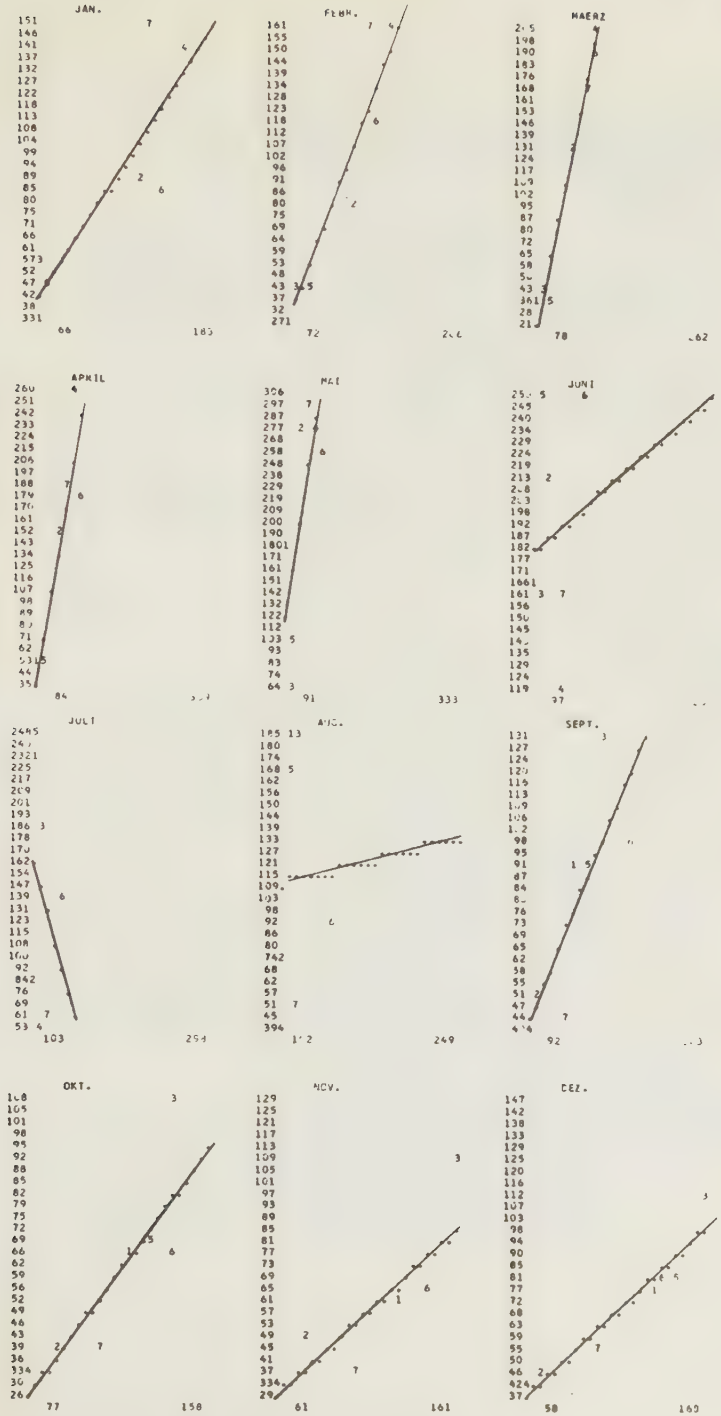
Abbildung 7

ZEITREIHENANALYSE (BBK) REIHE 6 ZEITRAUM 1 1957 - 12 1963 ITER. 5
SAISONKOMPONENTE (P)



REIHE 6, IT. 5

Abbildung 8.



Zeitreihenanalyse nach der Methode der gleitenden

Modelle zu 3.2

Die nachstehende Beispiel-Reihe betrifft die Salatpreisentwicklung innerhalb der EWG. Sie weist keine bemerkenswerte Besonderheit auf, wenn man von einer starken unregelmäßigen Bewegung absieht, wie sie die meisten Gemüsereihen besitzen. Die Anpassung erstreckt sich auf einen Zeitraum von 102 Monaten vom Oktober 1954 bis März 1963.

Nachstehend Seite 103 ff sind Auszüge aus den Maschinentabellen wiedergegeben, die die folgenden Kommentare erläutern.

Einleitende Tests:

Tabelle Nr. 1: Ursprungsreihe mit der Bezeichnung X

Tabelle Nr. 2: Gleitender 12-Monats-Durchschnitt

Tabelle Nr. 3: Gleitender 19-Monats-Durchschnitt

Tabelle Nr. 4: Monatliche Amplitude des vorläufigen Saisonprofils für die erste Hälfte der Reihe, für die zweite Hälfte der Reihe und für den Gesamtzeitraum
(alle diese Ergebnisse werden ausgedrückt als veränderlicher Dezimalbruch, d.h. durch eine Zahl zwischen 0 und 1, gefolgt von den Exponenten der Zehnerpotenz, mit der sie zu multiplizieren ist. Z.B. 0,25073 E2 = 25,073

Tabelle Nr. 5: Test der Deformation des Saisonprofils. Es wird geprüft, ob das Saisonprofil der ersten Hälfte der Reihe und das der zweiten Hälfte der Reihe proportional geblieben sind. Dazu berechnet man den Korre-

lations-Koeffizienten RD zwischen den beiden Profilen. Dieser Koeffizient kann allerdings nur einem Größenbedeutungstest unterzogen werden. Aus der Praxis hat sich ergeben, daß ein Wert unter 0,6 eine Profildeformation andeutet.

Der vorliegende Koeffizient RD zeigt eine erhebliche Ähnlichkeit zwischen den beiden Profilen. Unter diesen Umständen besitzt die Saisonbewegung der Reihe keine ins Gewicht fallende Deformation und muß als stabil betrachtet werden.

Tabelle Nr. 6: Ermittlung der Extremwerte. Es werden als Extremwerte solche Ursprungswerte betrachtet, bei denen die irreguläre Komponente mehr als das Doppelte ihrer Standardabweichung beträgt. Die Tabelle weist 17 Extremwerte aus. An die Stellen der anderen Angaben wurden, um das Auffinden zu erleichtern, Nullen gesetzt.

Tabelle Nr. 7: Test der Qualität der Anpassung. Bei guter Anpassung müssen die tabellierten Werte an jeder Stelle größer als 14 sein. Tabelle 7 zeigt aber, daß das 19-Punkte-Modell in bestimmten Bereichen keine gute Repräsentation der Reihe ergibt. Es ist also ratsam, zunächst das 27-Punkte-Modell zu betrachten.

Tabelle Nr. 8: Bei guter Anpassung müssen hier die Werte größer als 4 sein. Wie man sieht, ist das Modell zu 27 Punkten immer akzeptabel. Unter diesen Umständen muß dieses Modell dem 19-Punkte-Modell vorgezogen werden.

Zerlegung der Ursprungsreihe:

	Die Reihe wird also mit Hilfe des 27-Punkte-Modells weiter behandelt.
Tabelle Nr. 9:	Saisonkomponente XS. Die Saisonbewegung der Monate April und November ist wenig ausgeprägt.
Tabelle Nr. 10:	Die nicht geglättete bereinigte Reihe.
Tabelle Nr. 11:	Die geglättete bereinigte Reihe XA
Tabelle Nr. 12:	Der mittelfristige Schlußtrend
Tabelle Nr. 13:	Die irreguläre Komponente
Tabelle Nr. 14;	Die residuelle Saisonkonponente
Tabelle Nr. 15:	Die lokale Amplitude der Saisonbewegung
Tabelle Nr, 16:	Gleitender 12-Monats-Durchschnitt der Saisonkomponente
Tabelle Nr. 17:	Saisonprofil am Ende der Beobachtungsperiode
Tabelle Nr. 18:	Einige Reihencharakteristiken
Grafik :	Diese zeigt die Komponente der Reihe

Tabelle 1 Ursprungsreihe mit der Bezeichnung X. 107420.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954	91.000	119.000	110.000	108.000	108.000	47.000	45.000	59.000	79.000	69.000	64.000	72.000
1955	76.000	94.000	113.000	91.000	81.000	68.000	62.000	57.000	71.000	68.000	87.000	102.000
1956	99.000	158.000	193.000	194.000	125.000	56.000	53.000	74.000	92.000	65.000	90.000	106.000
1957	107.000	100.000	71.000	64.000	65.000	86.000	75.000	63.000	67.000	60.000	71.000	103.000
1958	107.000	122.000	138.000	121.000	80.000	54.000	56.000	58.000	75.000	79.000	75.000	115.000
1959	119.000	131.000	121.000	66.000	71.000	61.000	105.000	95.000	69.000	89.000	114.000	137.000
1960	139.000	145.000	115.000	92.000	102.000	59.000	72.000	87.000	77.000	81.000	104.000	104.000
1961	116.000	128.000	117.000	66.000	64.000	75.000	58.000	71.000	83.000	107.000	110.000	132.000
1962	172.000	214.000	229.000	174.000	115.000	70.000	56.000	94.000	138.000	106.000	126.000	181.000
1963	220.000	264.000	244.000	195.000	93.000	55.000	65.000	95.000	118.000	99.000	75.000	113.000

Tabelle 2 Gleitender 12-Monats-Durchschnitt.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954							80.917	79.667	77.583	77.833	76.417	76.167
1955	75.917	77.333	77.167	76.500	76.417	78.333	80.833	82.750	88.083	94.750	103.333	107.000
1956	104.333	103.583	105.000	106.750	106.500	106.750	107.083	107.750	102.917	92.750	81.917	76.917
1957	81.083	82.917	82.000	79.917	79.500	77.917	77.667	77.667	79.500	85.083	89.833	91.083
1958	88.417	86.833	86.417	87.083	88.667	89.000	89.833	90.833	91.583	90.167	85.583	84.833
1959	85.417	89.333	92.417	93.583	94.417	97.667	99.667	101.333	102.500	102.000	104.167	106.750
1960	106.583	104.000	103.333	102.333	101.667	100.833	98.083	96.167	94.750	94.917	92.750	89.583
1961	90.917	89.750	88.417	88.917	91.083	91.583	93.917	98.583	105.750	115.083	124.083	128.333
1962	127.917	127.750	129.667	134.250	134.167	135.500	139.583	143.583	147.750	149.000	150.750	148.917
1963	147.667	142.417	148.500	146.833	146.250	142.000						

Tabelle 3 Gleitender 19-Monats-Durchschnitt.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954										73.443	73.562	75.567
1955	74.859	74.462	76.062	75.270	72.243	71.789	73.374	82.142	95.109	103.860	110.202	111.874
1956	111.953	106.300	103.014	105.790	112.025	118.079	119.255	112.818	96.434	83.492	72.974	69.444
1957	72.315	81.139	85.743	80.957	75.778	70.991	71.101	74.899	83.958	90.036	94.341	95.339
1958	90.507	85.964	83.410	85.345	87.734	91.420	95.863	93.671	91.344	85.665	81.771	80.608
1959	82.546	87.417	91.962	96.324	97.463	99.762	100.745	102.238	103.707	107.156	107.512	107.739
1960	108.810	106.672	104.251	102.238	102.036	98.729	98.045	97.243	91.991	92.011	91.824	89.819
1961	85.376	85.981	87.506	84.033	83.077	84.200	87.963	97.086	112.879	125.830	133.185	134.169
1962	135.090	131.230	127.701	129.888	133.542	138.830	140.162	148.842	154.546	154.213	153.054	151.391
1963	149.927	149.971	152.946									

Tabelle 4. Monatliche Amplitude des vorläufigen Saisonprofils.

Periode	Anfang	Ende	Total
	0.22889E 02	0.37299E 02	0.25073E 02

Tabelle 5 Test der Deformation des Saisonsprofils .07420

RD = 0.866248 00

Tabelle 6 Ermittlung der Extremwerte

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954							0.	0.	0.	0.	0.	0.
1955	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1956	0.	0.	48.752	85.880	31.891	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1957	0.	0.	-53.583	0.	0.	45.168	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1958	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1959	0.	0.	0.	-42.939	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1960	0.	0.	-52.825	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1961	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	0.
1962	0.	44.144	53.714	32.410	0.	0.	-37.847	0.	0.	0.	0.	0.
1963	36.914	60.898	34.195	31.593	-43.967	-36.044						

Tabelle 7 Test der Qualität der Anpassung. - 19-Punkte-Modell

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954										6.783	5.915	4.581
1955	7.083	4.102	5.823	6.294	13.670	10.109	11.092	10.546	13.436	11.999	24.943	29.887
1956	11.833	14.147	20.655	15.808	6.373	4.085	4.036	3.352	4.707	5.588	4.851	3.135
1957	5.716	4.733	6.209	11.997	23.137	17.377	10.937	5.485	5.714	5.513	4.446	3.203
1958	10.950	7.324	7.249	37.546	43.396	29.938	27.033	18.267	18.555	31.087	9.894	5.603
1959	7.344	3.371	4.706	10.112	9.914	14.547	9.859	5.549	4.927	4.372	3.589	3.757
1960	3.903	10.014	10.087	18.738	21.993	20.335	25.665	23.885	7.085	6.340	4.627	4.037
1961	2.590	3.616	5.460	12.395	13.202	19.101	19.480	25.312	12.157	4.955	4.685	5.297
1962	3.556	4.033	4.249	5.842	6.035	6.665	12.011	13.038	19.897	8.363	6.043	5.430
1963	4.754	5.198	5.050									

Tabelle 8 Test der Qualität der Anpassung - 29-Punkte-Modell

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1955		16.080	12.459	7.616	10.255	13.370	11.552	10.238	10.334	8.590	7.985	11.751
1956	9.025	9.678	7.837	8.342	7.995	5.596	6.019	6.027	6.425	5.912	5.970	5.982
1957	6.040	7.127	9.562	8.261	7.602	6.135	5.678	5.506	6.564	6.682	6.811	6.931
1958	8.370	8.073	8.290	8.384	9.942	10.238	10.204	8.110	8.160	8.066	8.328	8.011
1959	8.130	9.860	8.411	8.702	8.887	11.148	10.088	11.114	10.118	7.896	8.139	9.771
1960	9.953	10.517	10.885	11.047	6.845	9.475	10.020	10.529	12.678	12.333	12.590	16.085
1961	10.466	20.939	22.788	16.499	7.576	9.808	9.242	8.119	7.590	8.016	6.348	7.101
1962	11.143	13.260	16.153	15.595	15.212	10.859	13.076	12.357	11.109	9.808	13.394	

Tabelle 9. Saisonkomponente XS 107420.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954	12.476	26.824	32.477	8.362	-4.952	-26.604	-17.268	-16.867	-7.408	-13.891	-4.810	11.682
1955	12.476	26.824	32.477	8.362	-4.952	-28.628	-19.853	-20.549	-9.814	-19.918	-7.410	18.691
1956	20.720	46.035	57.107	14.690	-8.468	-44.528	-28.194	-26.774	-11.256	-19.842	-6.395	14.939
1957	15.313	32.202	36.943	9.270	-8.129	-34.191	-18.862	-18.751	-10.089	-17.904	-5.396	20.705
1958	23.819	38.369	43.520	7.057	-14.367	-43.591	-19.005	-19.395	-15.198	-18.154	-3.514	21.272
1959	26.044	35.058	37.626	2.821	-14.513	-35.666	-21.369	-18.923	-17.022	-13.006	-1.098	20.328
1960	31.029	38.943	36.135	-0.330	-16.184	-35.666	-23.984	-20.179	-14.474	-12.893	-0.419	18.550
1961	29.976	35.856	33.175	-1.528	-15.023	-37.035	-24.869	-22.028	-16.024	-16.363	-0.541	25.100
1962	42.331	52.318	50.578	-2.267	-21.930	-53.367	-35.515	-30.900	-21.334	-20.755	-0.660	29.650
1963	48.483	58.014	53.766	-2.394	-22.934	-55.017	-35.918	-30.900	-21.334	-20.755	-0.660	29.650

Tabelle 10. Die nicht geglättete bereinigte Reihe.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954	78.524	92.176	77.523	99.638	112.952	73.604	62.268	75.867	86.408	82.891	68.810	60.338
1955	63.524	67.176	80.523	82.638	85.952	96.628	81.853	77.549	80.814	87.918	94.410	83.309
1956	78.280	111.965	135.893	179.310	133.468	80.528	81.194	100.774	103.256	84.842	96.395	91.061
1957	91.687	67.798	34.057	54.730	73.129	120.191	93.862	81.751	77.089	77.904	76.396	82.295
1958	83.181	85.631	94.480	113.943	94.367	97.591	75.005	77.395	90.198	97.154	78.514	91.728
1959	92.956	95.942	83.374	63.179	85.513	96.666	124.369	113.923	106.022	102.006	115.098	116.672
1960	107.971	106.057	78.865	92.330	118.184	94.666	95.984	107.179	91.474	93.893	104.419	85.450
1961	86.024	92.144	85.825	67.528	79.023	112.035	82.869	93.028	99.024	123.363	110.541	106.900
1962	129.669	161.682	178.422	176.267	136.930	123.367	91.515	124.900	159.334	126.755	126.660	151.350
1963	171.517	205.986	190.234	197.394	115.934	110.017	100.918	125.900	139.334	119.755	75.660	83.350

Tabelle 11 Die geglättete bereinigte Reihe

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954	78.524	92.176	77.523	99.638	112.952	73.604	62.268	75.867	86.408	82.891	68.810	60.338
1955	63.524	67.176	80.523	82.638	85.952	96.628	81.853	77.549	80.814	87.918	94.410	83.309
1956	78.280	111.965	87.141	93.430	101.577	80.528	81.194	100.774	103.256	84.842	96.395	91.061
1957	91.687	67.798	87.640	54.730	73.129	75.023	93.862	81.751	77.089	77.904	76.396	82.295
1958	83.181	85.631	94.480	113.943	94.367	97.591	75.005	77.395	90.198	97.154	78.514	91.728
1959	92.956	95.942	83.374	106.118	85.513	96.666	124.369	113.923	106.022	102.006	115.098	116.672
1960	107.971	106.057	111.690	92.330	118.184	94.666	95.984	107.179	91.474	93.893	104.419	85.450
1961	86.024	92.144	85.825	67.528	79.023	112.035	82.869	93.028	99.024	123.363	110.541	106.900
1962	129.669	117.538	124.708	143.857	136.930	123.367	129.362	124.900	159.334	126.755	126.660	151.350
1963	134.603	145.088	156.039	165.801	159.881	146.061	100.918	125.900	139.334	119.755	75.660	83.350

Tabella 12. Der mittelfristige Schlachtrend. 107420

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954								79.004	74.595	72.045	68.123	69.274
1955	74.198	76.003	75.780	76.507	80.199	84.449	84.584	86.391	86.805	86.132	88.265	89.593
1956	89.149	90.579	92.667	92.468	92.542	92.769	95.284	93.625	92.909	92.514	89.390	85.202
1957	84.093	81.407	78.049	76.931	74.611	75.509	75.887	76.605	77.746	79.833	84.122	86.605
1958	88.674	[illegible]	90.284	92.607	92.495	91.959	90.557	90.336	87.645	87.159	86.290	86.477
1959	88.715	93.167	95.790	96.786	99.118	103.440	105.511	107.564	[illegible]	111.056	111.409	112.447
1960	109.196	107.117	106.961	105.192	104.338	101.918	99.821	98.984	98.386	95.674	91.269	88.721
1961	88.305	86.150	83.174	84.858	86.691	87.865	93.352	97.477	100.945	107.179	114.189	117.647
1962	120.880	124.184	127.838	130.381	129.890	133.433	134.353	133.419	134.622	135.519	138.531	[illegible]
1963	148.838	147.819	147.910	148.560	148.648							

Tabella 13. Die irregulaire Komponente

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1955		-8.827	4.743	6.131	5.754	12.159	-2.731	-8.842	-5.991	1.786	6.345	-6.284
1956	-10.869	21.384	-5.526	8.962	9.833	-12.241	-14.090	7.149	10.347	-7.672	[illegible]	5.859
1957	7.594	-13.609	9.591	-22.201	-3.482	-0.285	17.974	5.146	-0.657	-1.929	-7.726	-4.318
1958	-5.492	-3.050	4.236	21.336	1.872	5.632	-15.552	-12.941	2.553	9.995	-7.775	5.051
1959	4.241	2.775	-12.416	9.332	-13.605	-6.774	18.858	6.359	-4.782	-9.051	[illegible]	4.224
1960	-1.226	-1.060	4.729	-12.642	13.847	-7.252	-3.837	8.195	-6.912	-1.780	13.150	-5.271
1961	-2.280	5.993	0.651	-17.330	-7.669	24.170	-10.482	-4.448	-1.920	16.184	-3.649	-10.747
1962	8.788	-6.646	-3.121	13.476	7.040	-10.065	-4.991	-8.519	24.912	-8.764		

Tabella 14 Die residuelle Saisonkomponente.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954	-8.579	1.364	4.437	5.813	7.782	3.933	-4.933	-5.313	4.577	0.046	-1.569	-5.580
1956	-8.579	1.364	4.437	5.813	7.782	3.718	-4.317	-4.758	3.901	0.057	-1.230	-4.163
1956	-4.148	0.966	2.974	3.401	3.470	1.435	-1.424	-0.026	-0.806	-0.029	1.005	4.984
1957	10.474	-2.977	-3.748	-11.245	-3.491	4.984	-0.683	-0.535	-1.222	-0.038	-0.285	0.506
1958	-0.014	1.070	-0.341	-0.242	1.973	6.308	-8.918	-5.074	0.815	2.474	0.453	-0.773
1959	-0.194	-2.100	-0.397	-1.922	-3.026	3.534	0.363	0.667	0.195	-1.656	-1.338	0.445
1960	-0.950	-0.328	1.699	0.424	0.042	0.358	-1.153	0.192	2.029	3.973	3.584	-0.873
1961	3.917	-0.967	-7.057	-9.829	-1.812	-1.717	-1.596	0.392	5.072	2.333	1.669	-0.252
1962	0.416	-0.100	-0.452	0.675	0.303	0.474	0.923	-0.373	-5.756	-3.380	-3.751	0.780
1963	-3.038	0.699	5.052	6.213	1.213	1.131	1.209	-0.373	-5.756	-3.380	-3.751	0.780

Tabelle 15. Die lokale Amplitude der Saisonbewegung. 107420.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954							15.300	15.300	15.300	15.300	15.300	15.300
1955	15.469	15.684	15.991	16.191	16.694	16.910	17.496	18.183	19.784	21.837	22.344	22.657
1956	23.982	24.677	25.196	25.316	25.310	25.225	24.912	24.462	23.369	21.629	21.177	21.149
1957	20.287	19.510	18.841	18.744	18.582	18.499	18.980	19.669	20.036	20.584	20.399	20.919
1958	21.703	21.714	21.768	22.194	22.215	22.058	22.105	22.291	22.181	21.690	21.837	21.349
1959	20.489	20.886	20.847	20.999	20.570	20.368	20.290	20.705	21.029	20.904	20.697	20.836
1960	20.836	21.054	21.159	20.946	20.937	20.880	20.732	20.644	20.367	20.141	20.248	20.144
1961	20.258	20.331	20.486	20.615	20.904	20.914	21.460	22.489	23.861	25.311	25.573	25.989
1962	27.310	28.197	28.936	29.379	29.745	29.755	30.134	30.646	31.121	31.387	31.397	31.481
1963	31.619	31.652	31.652	31.652	31.652	31.652						

Tabelle 16. Gleitender 12-Monats-Durchschnitt der Saisonkomponente.

	JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
1954							-0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1955	-0.169	-0.384	-0.691	-0.891	-1.394	-1.610	-1.025	-0.538	1.263	3.316	3.843	3.550
1956	2.225	1.530	1.011	0.891	0.897	0.982	0.669	0.219	-0.934	-2.614	-3.066	-3.038
1957	-2.176	-1.399	-0.730	-0.635	-0.471	-0.388	0.093	0.801	1.149	1.697	1.512	0.993
1958	0.209	0.197	0.144	-0.282	-0.303	-0.146	-0.099	0.087	-0.023	-0.514	-0.867	-0.879
1959	-0.219	-0.416	-0.376	-0.528	-0.099	0.102	0.023	0.439	0.763	0.638	0.376	0.257
1960	0.237	0.019	-0.086	0.126	0.136	0.192	0.044	-0.044	-0.301	-0.548	-0.648	-0.551
1961	-0.665	-0.739	-0.893	-1.022	-1.311	-1.321	-0.775	0.254	1.626	3.076	3.015	2.439
1962	1.078	0.191	-0.548	-0.991	-1.357	-1.367	-0.988	-0.475	-0.000	0.265	0.255	0.171
1963	0.034	0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000					

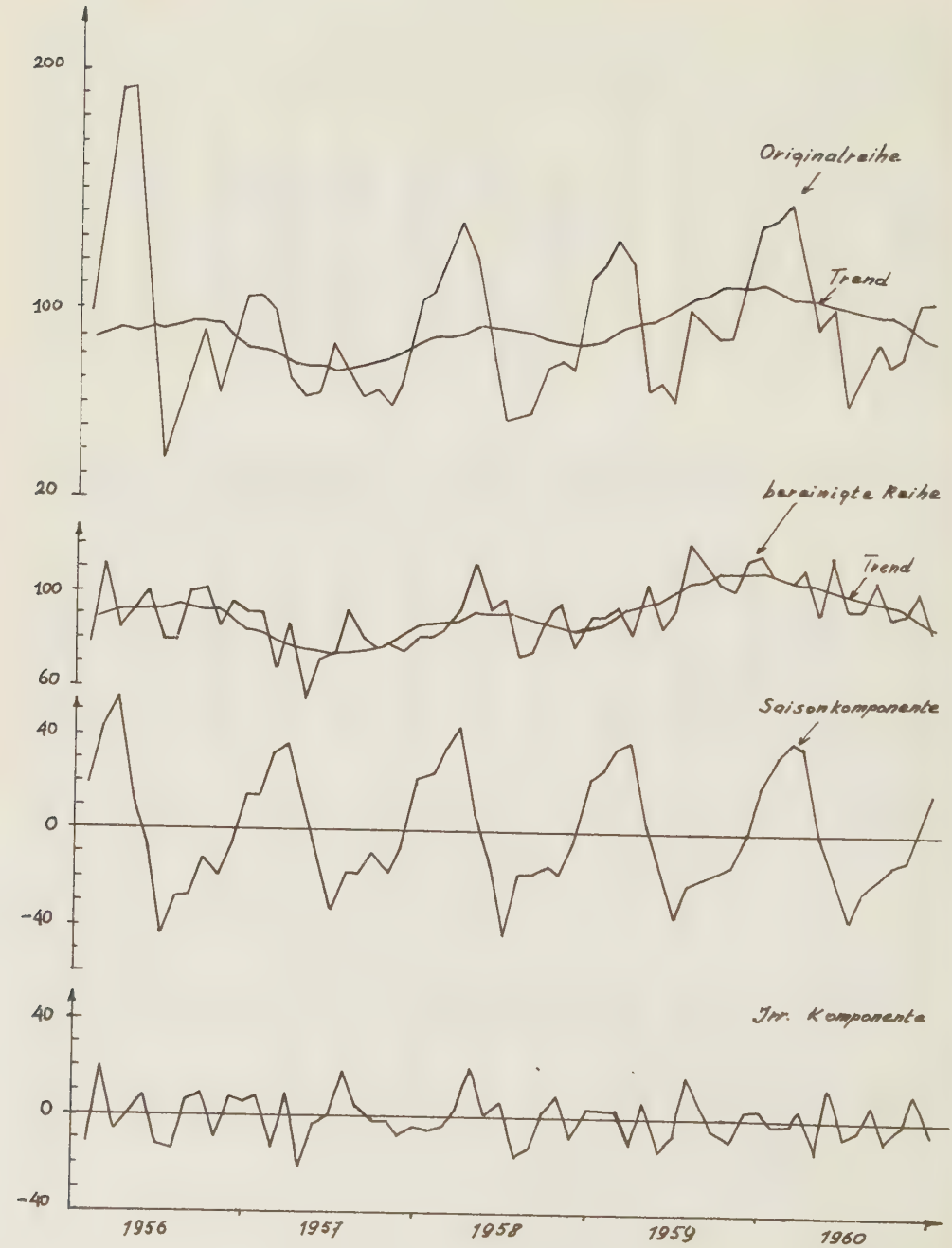
Tabelle 17. Saisonprofil am Ende der Beobachtungsperiode.

JANV.	FEV.	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL.	AOUT	SEPT.	OCT.	NOV.	DEC.
35.504	42.484	39.374	-1.753	-16.795	-40.290	-26.303	-22.628	-15.623	-15.199	-0.484	21.715

Tabelle 18. Einige Reihencharakteristiken.

SIGI = 0.976978E 01
SIGS = 0.263232E 02
RM = 0.657430E 00
REXS = 0.128656E-00

Grafik


200
100
20
Originalreihe
Trend
bereinigte Reihe
100
60
Trend
Saisonkomponente
40
0
-40
Irr. Komponente
40
0
-40
1956
1957
1958
1959
1960

Testreihen (zu 3.3)

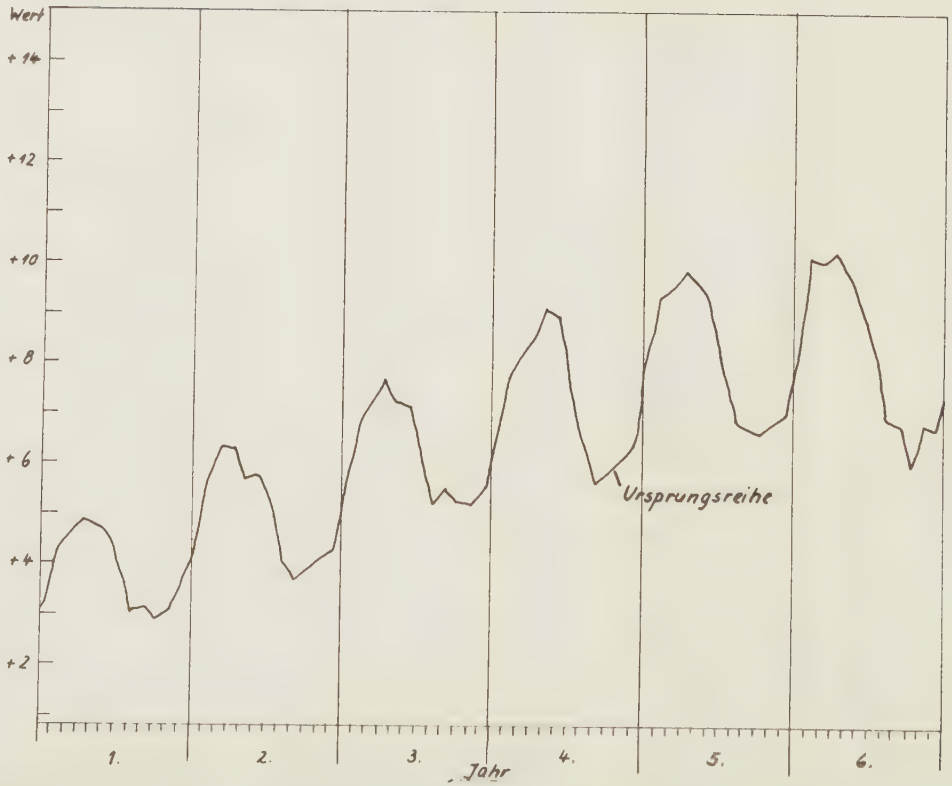
Eine Gegenüberstellung

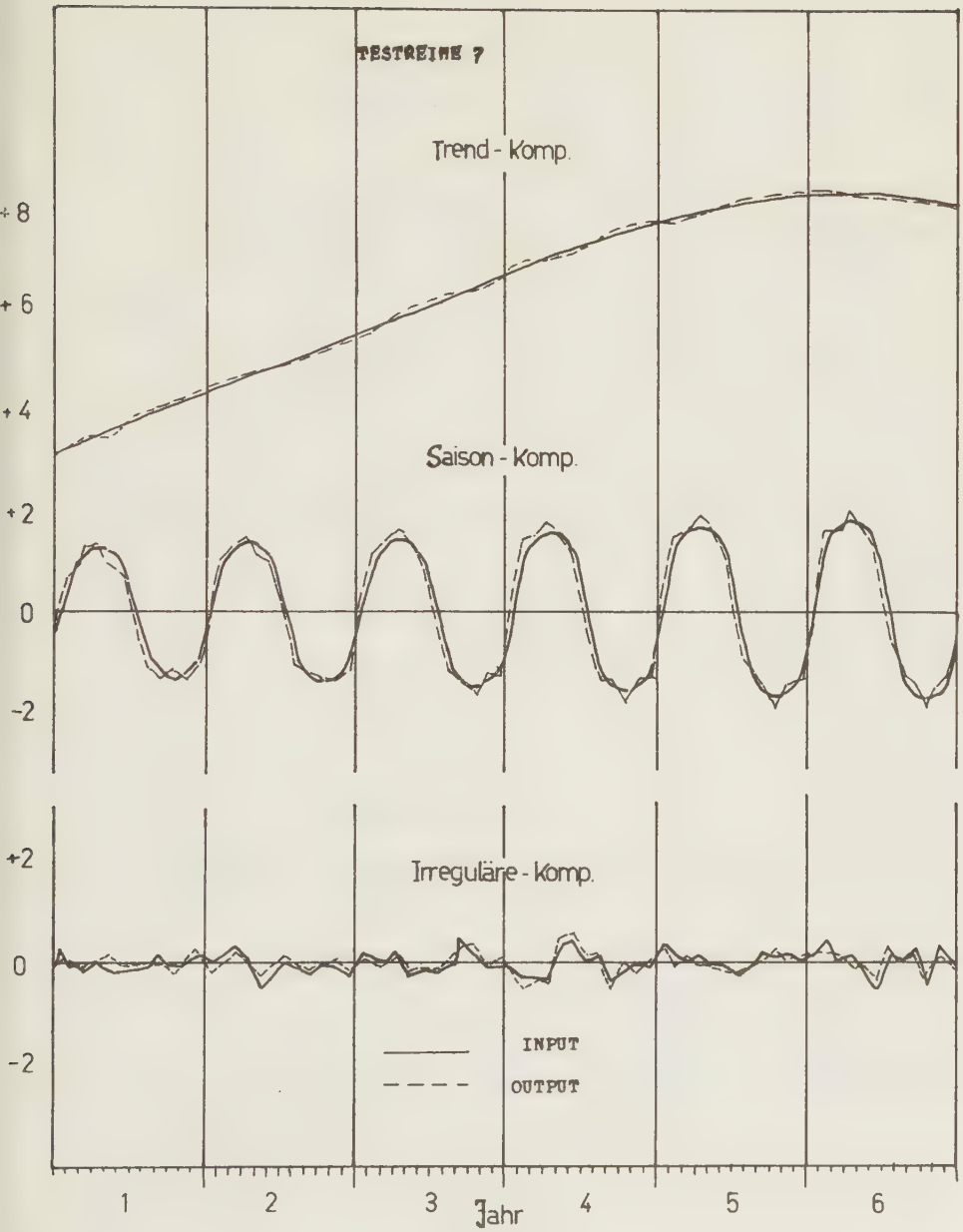
1. zwischen vorgegebenen (konstruierten) Komponenten (input) und den berechneten Komponenten (output)

2. zwischen einer nach der Methode der Deutschen Bundesbank und nach der Methode Bongard berechnete Reihe (Schweinepreise in Belgien)

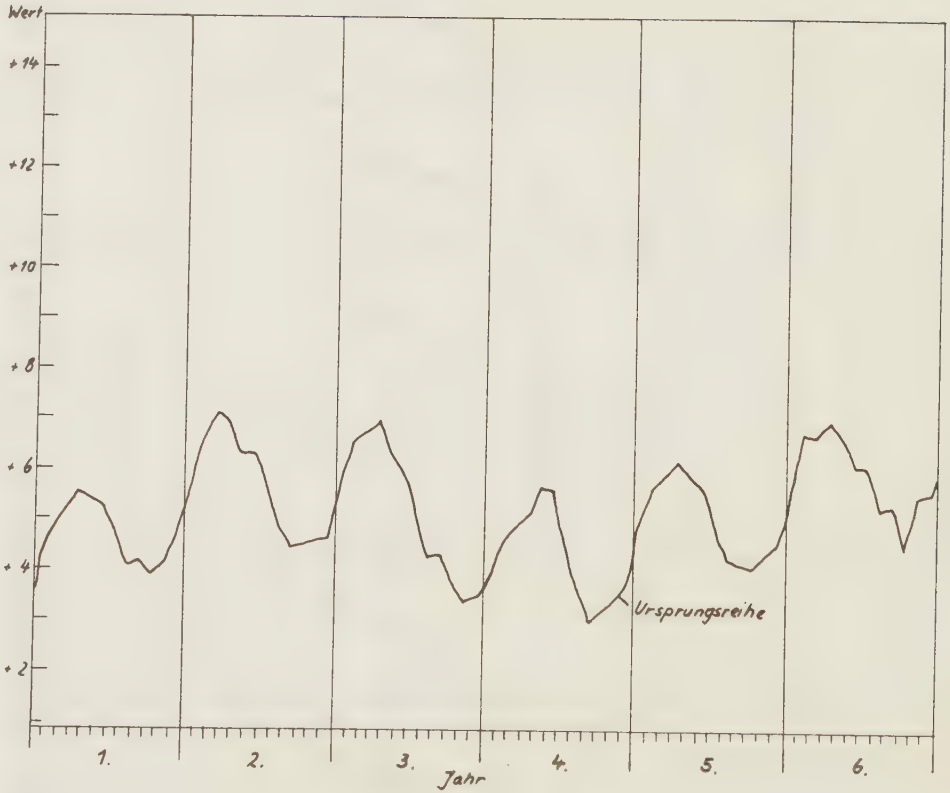
3. zwischen einem vorgegebenen Residuum und den nach verschiedenen Verfahren berechneten Residuen.

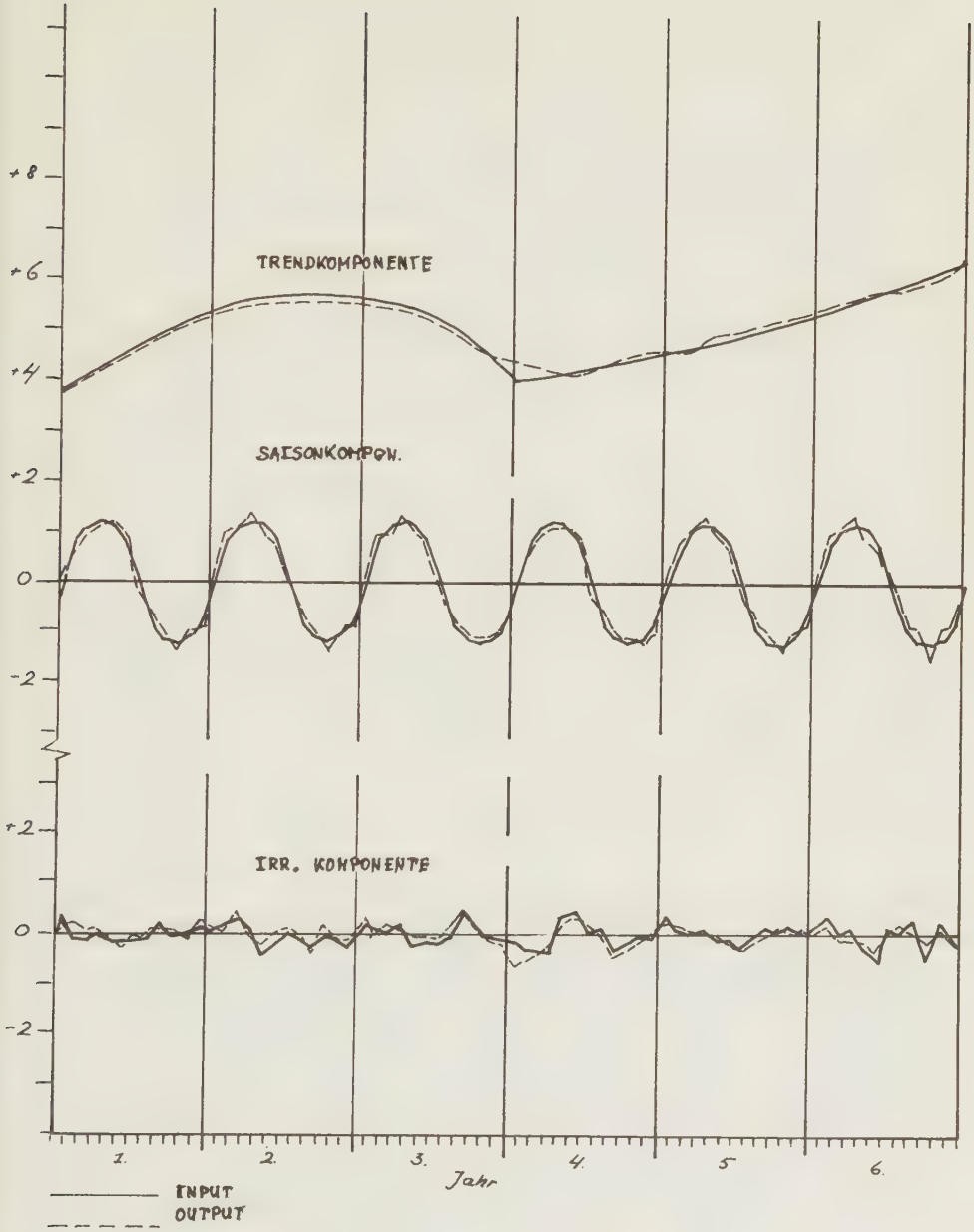
TESTREIHE 7



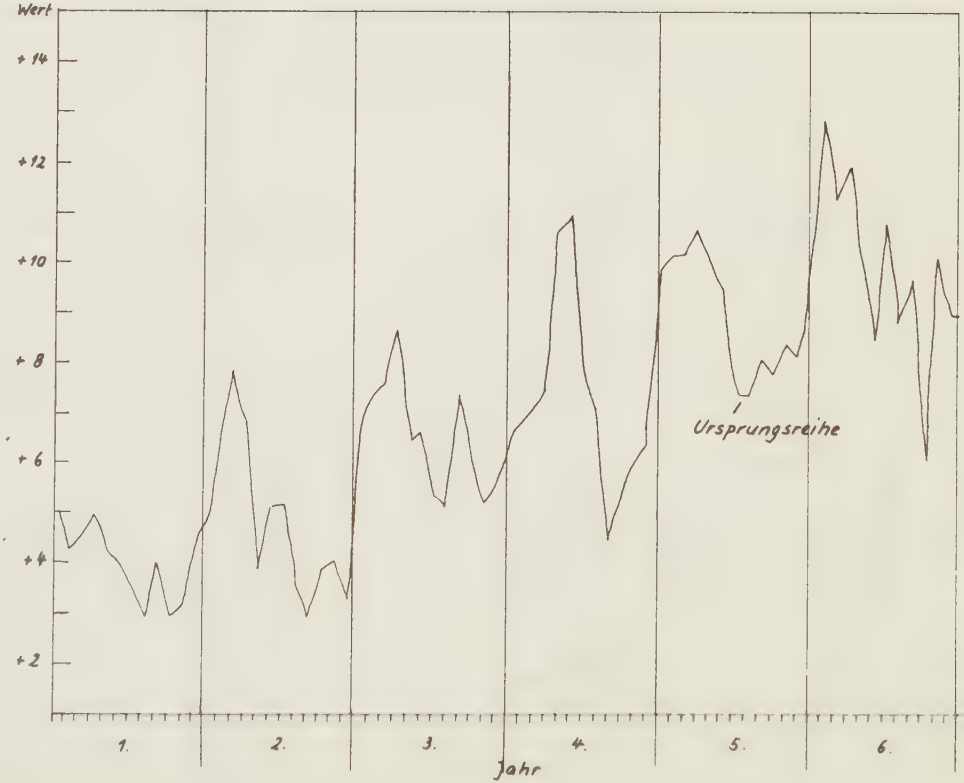

TESTREIHE 7
Trend - Komp.
+8
+6
+4
Saison - Komp.
+2
0
-2
+2
Irreguläre - Komp.
0
-2
INPUT
OUTPUT
1
2
3
Jahr
4
5
6

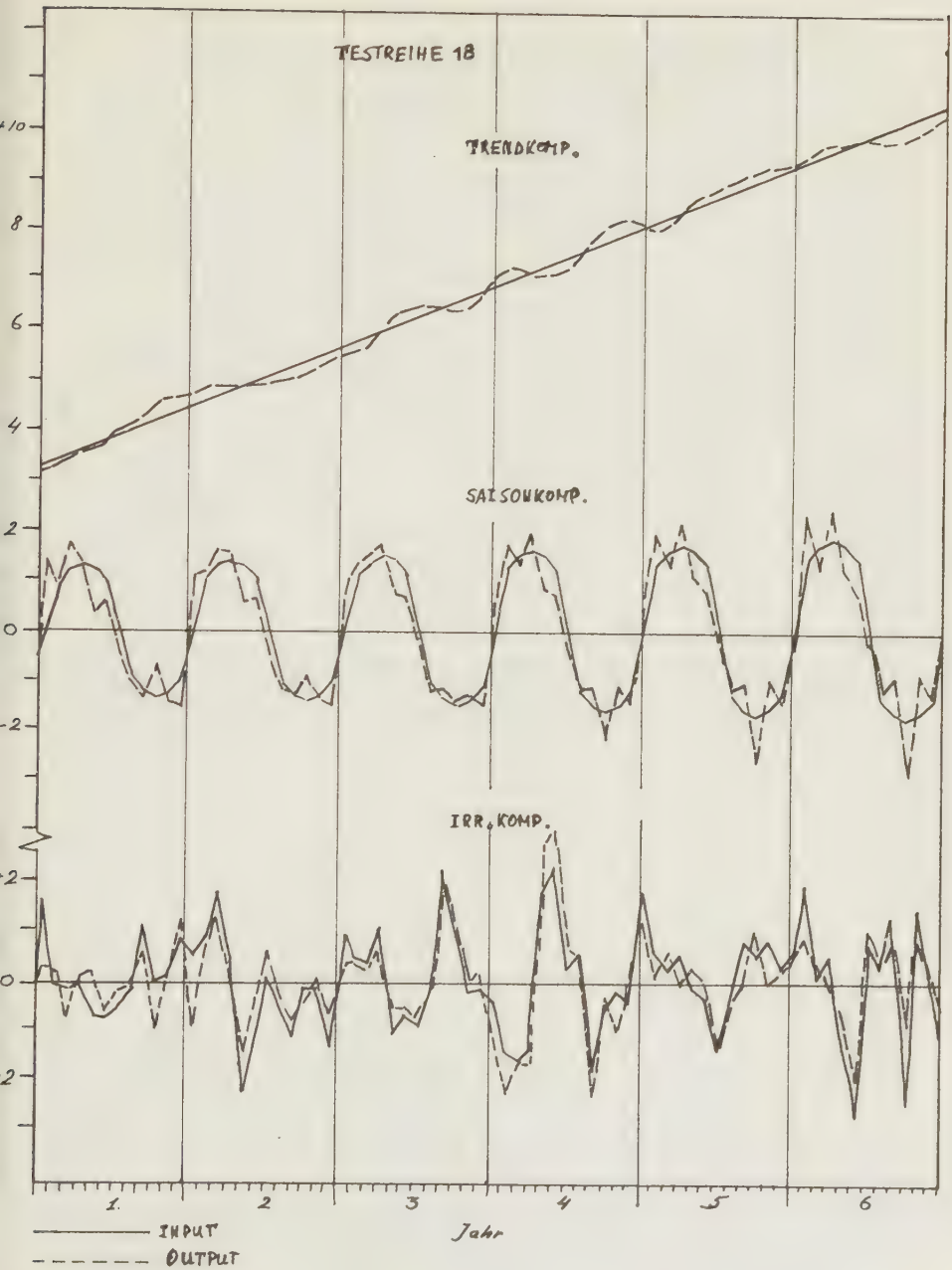
TESTREIHE 17




+8
+6
+4
+2
0
-2
TRENDKOMPONENTE
SAISONKOMPON.
+2
0
-2
IRR. KOMPONENTE
1.
2.
3.
4.
5
6.
Jahr
INPUT
OUTPUT

TESTREIHE 18

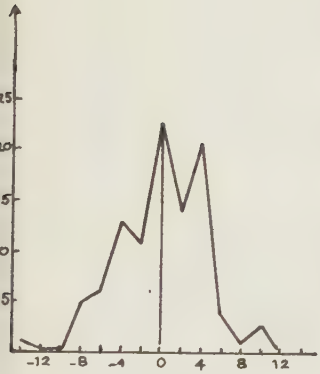



TESTREIHE 18
TRENDKOMP.
SAISONKOMP.
IRR.KOMP.
+10
8
6
4
2
0
-2
+2
0
-2
1.
2
3
4
5
6
Jahr
INPUT
OUTPUT

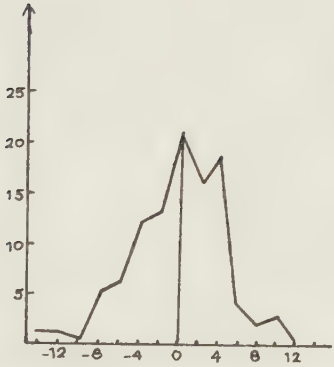
TESTREIHE 31

GEGENÜBERSTELLUNG DER BEIDEN METHODEN

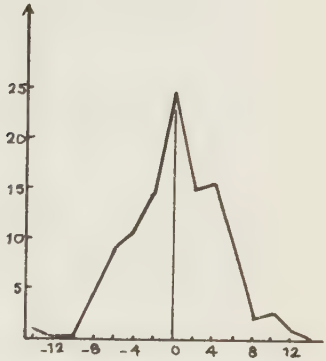
ÜBERSICHT ÜBER RESIDUENFORMEN IN ABHÄNGIGKEIT VON DER BENUTZTEN METHODE



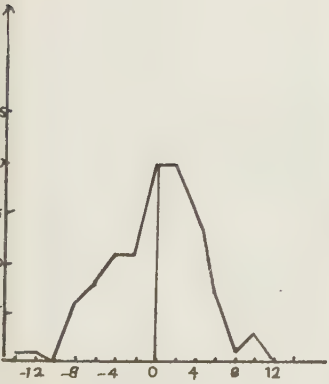
Testresiduum



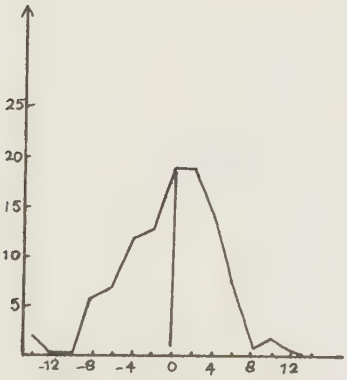
DB-Methode



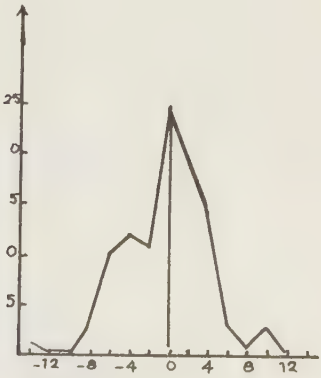
BG-Methode



Testresiduum



DB-Methode



BG-Methode

Beispiel 1

Eingabedaten: 32,40,39,61,123,122,112,103,86,65,64,71
Koeffizieten des Polynoms:

a_o=83,o773317 a_1=-77,9541017 a_2=33,2799683

a_3=-4,2090606 a_4=0,1643464

Summe der Abweichungsquadrate: Q=1056,36914
Mittlerer Fehler: m=12,295 $m=\sqrt{\frac{Q}{N-n-1}}$

(N=Beobachtungszahl n=Polynomgrad)

Mittlerer Fehler der Koeffizienten:

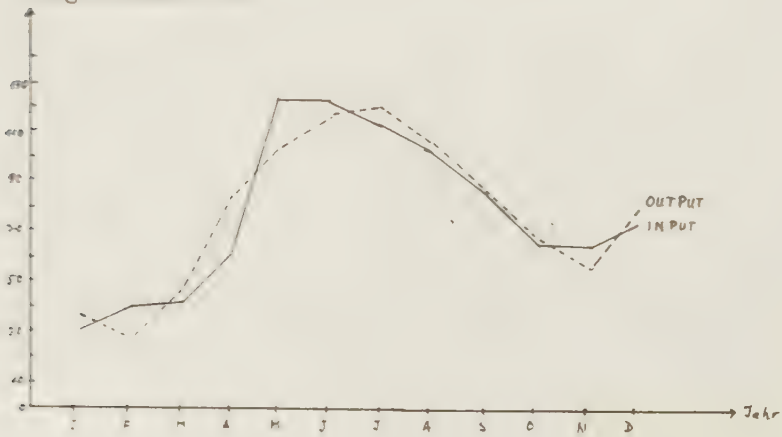
m_{ao}=32,084 m_{a1}=31,196 m_{a2}=9,235 m_{a3}=1,047 m_{a4}=0,040

$m_{av}=m\sqrt{b_{vv}}$ b_{vv}=Diagonalwerte der invertierten Matrix

Ausgabedaten:

34,29,48,76,102,117,119,107,87,66,56,75.

Vergleichende Abb.



Beispiel 2

E I N G A B E D A T E N

Karotten-Produktionspreis-entwicklung in Holland	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1954	32	40	39	61	123	122	112	103	86	65	64	71
1955	89	82	105	132	243	200	87	49	40	35	35	40
1956	43	74	68	79	135	113	83	91	87	61	61	61
1957	69	66	57	91	166	146	111	61	47	27	45	51
1958	55	61	94	164	312	178	61	27	26	26	33	36
1959	45	54	63	72	107	114	81	167	64	78	86	107
1960	127	148	191	281	303	101	41	28	38	40	45	48
1961	56	66	75	112	172	195	115	79	40	56	63	74
1962	99	136	212	257	396	197	91	51	48	45	53	57

$$Y = A_0 + A_1 x + A_2 x^2 + \dots A_{15} x^{15}$$

A0 : -1,05954663/+02
A1 : 1,21459085/+02
A2 : -2,29511171/+01
A3 : 1,32569394/+00
A4 : 3,15538934/-02
A5 : -4,57204672/-03
A6 : 5,93453988/-05
A7 : 1,55037059/-06
A8 : 2,67497630/-08
A9 : 5,00358568/-10
A10: -8,33348661/-11
A11: 2,61162804/-13
A12: -3,76434283/-14
A13: 1,87361480/-15
A14: 1,34310450/-17
A15: -6,47827988/-19

Polynom. Koeffizienten der Jahre 1954 - 1956

Mittl.Fehler 3,16226691/+01

A0 : -1,14515926/+02
A1 : 1,65615540/+02
A2 : -3,53662864/+01
A3 : 2,41452256/+00
A4 : 2,07594112/-03
A5 : -4,92396786/-03
A6 : 8,66254770/-05
A7 : 2,71759486/-07
A8 : 9,13494040/-08
A9 : -4,24836216/-10
A10: -8,11494767/-11
A11: -4,86312933/-13
A12: -1,48899873/-14
A13: 1,11129991/-15
A14: 4,27824509/-17
A15: -1,01218750/-18

Polynom. Koeffizienten der Jahre 1957 - 1959

Mittl.Fehler 4,44343380/+01

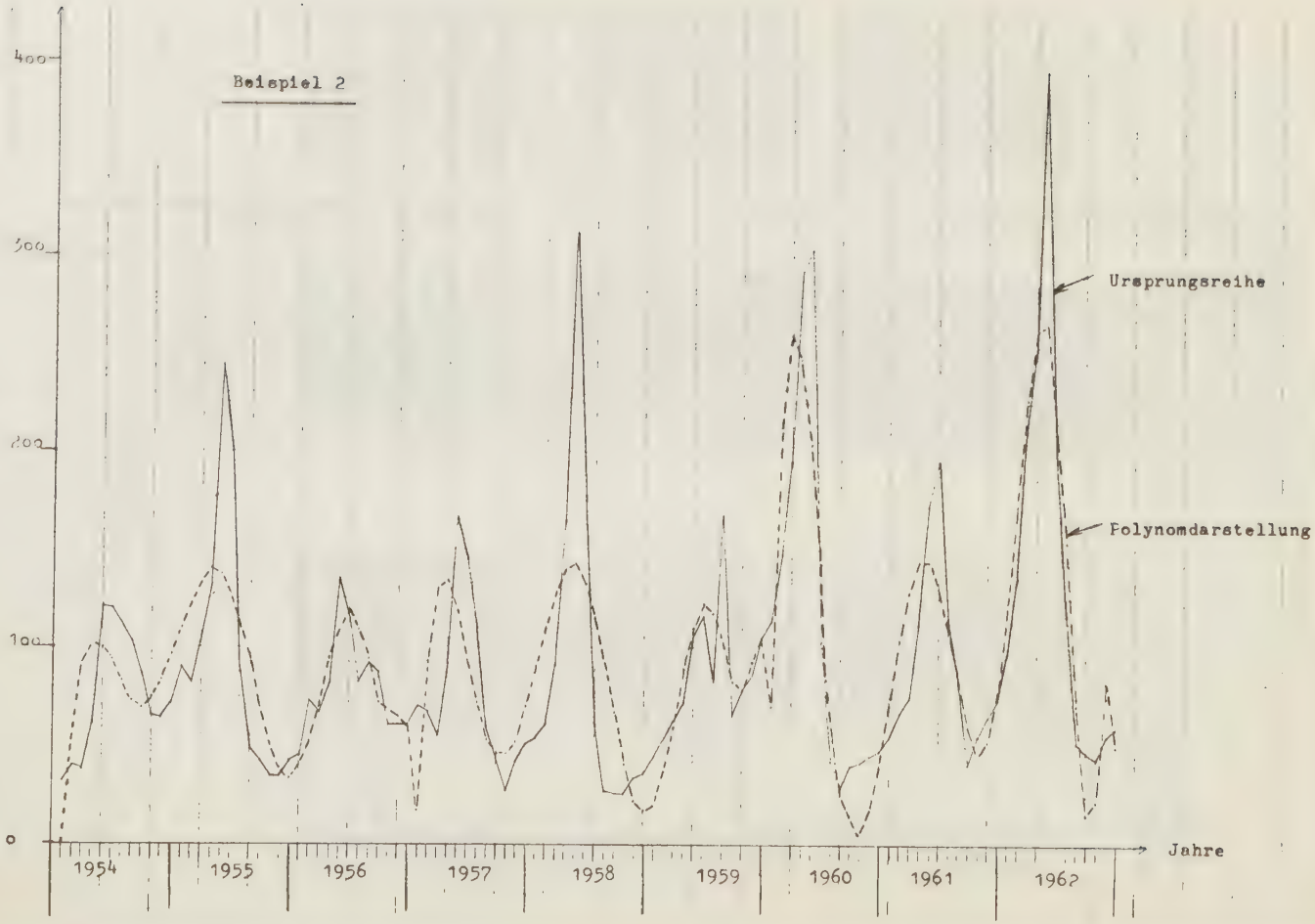
A0 : -2,04147403/+02
A1 : 3,50374997/+02
A2 : -8,52354852/+01
A3 : 7,24016843/+00
A4 : -1,68398153/-01
A5 : -5,57934088/-03
A6 : 2,73835218/-04
A7 : -7,55025601/-06
A8 : 3,80421998/-07
A9 : -3,59155764/-09
A10: -1,03531392/-10
A11: -4,67277119/-12
A12: 1,12577420/-13
A13: -2,16790829/-15
A14: 2,01641237/-16
A15: -3,35037616/-18

Polynom.Koeffizienten der Jahre 1960 - 1962

Mittl.Fehler 4,35390890/+01

Endresultate

Monate	Jahre 1954 - 1956	1957 - 1959	1960 - 1962
Jan.	-6,09395814/+00	1,81450887/+01	6,80585663/+01
Febr.	5,61271521/+01	9,44474394/+01	2,10725741/+02
März	8,91479690/+01	1,28262183/+02	2,60532271/+02
April	1,01174517/+02	1,32469452/+02	2,49154218/+02
Mai	9,97671326/+01	1,18538788/+02	2,03006404/+02
Juni	9,14989329/+01	9,61912471/+01	1,43130040/+02
Juli	8,16954976/+01	7,31539800/+01	8,52302086/+01
August	7,42653400/+01	5,50183565/+01	3,98716856/+01
Sept.	7,16290398/+01	4,52115904/+01	1,28429370/+01
Okt.	7,47516925/+01	4,50885564/+01	1,69526911/+00
Novbr,	8,32787653/+01	5,41458378/+01	1,64555335/+01
Dezbr.	9,57695533/+01	7,03522646/+01	4,04989439/+01
Jan.	1,10014881/+02	9,05820172/+01	7,15505249/+01
Febr.	1,23417956/+02	1,11125927/+02	1,02764722/+02
März	1,33408573/+02	1,28245418/+02	1,27810981/+02
April	1,37853369/+02	1,38723980/+02	1,41873349/+02
Mai	1,35419045/+02	1,40362294/+02	1,42458447/+02
Juni	1,25842076/+02	1,32358651/+02	1,29900229/+02
Juli	1,10061332/+02	1,15517026/+02	1,07457029/+02
August	9,01761561/+01	9,22336656/+01	8,09233409/+01
Sept.	6,92085916/+01	6,62305205/+01	5,77282305/+01
Okt.	5,06712246/+01	4,20303183/+01	4,55573469/+01
Novbr.	3,79706264/+01	2,42081318/+01	5,06361575/+01
Dezbr.	3,37166491/+01	1,65000763/+01	7,59193242/+01
Januar	3,90457645/+01	2,09003668/+01	1,19546922/+02
Febr.	5,31032582/+01	3,69347259/+01	1,74031996/+02
März	7,28587638/+01	6,13267699/+01	2,26689223/+02
April	9,32268363/+01	8,82932149/+01	2,61772260/+02
Mai	1,09023156/+02	1,10650056/+02	2,64565109/+02
Juni	1,14574731/+02	1,21787703/+02	2,27191490/+02
Juli	1,07779929/+02	1,18306778/+02	1,55023371/+02
August	9,10594437/+01	1,02661701/+02	7,11371432/+01
Sept.	7,22529561/+01	8,44410990/+01	1,40349536/+01
Okt.	6,20842935/+01	7,78667413/+01	2,05950818/+01
Novbr.	6,51922700/+01	9,15185959/+01	8,15242893/+01
Dezbr.	5,98226339/+01	1,04193697/+02	5,01362424/+01


Beispiel 2
400
300
200
100
0
Ursprungsreihe
Polynomdarstellung
Jahre
1954
1955
1956
1957
1958
1959
1960
1961
1962

Quellenangaben und Literaturverzeichnis

(1) Anderson, O. sen. Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung, Kritische Betrachtung der Havard-Methoden, Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft für Konjunkturforschung, Heft 1, Bonn 1929

(2) Anderson, O. sen. Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften, Einzelschriften der Deutschen Statistischen Gesellschaft Nr. 6, 2. Auflage, Würzburg 1954

(3) Anderson, O. jun. Eine neue Variante der Saisonberechnung von statistischen Zeitreihen, in Mitteilungsblatt für statistische Statistik, Band II (1950)

(4) Anderson, O. jun. Zeitreihenzerlegung vom praktischen Standpunkt der Konjunkturforschung, in Allgemeines statistisches Archiv 42, Band 1958

(5) Barton, H.C. Adjustment for Seasonal Variation, in Federal Research Bulletin, 1941

(6) Bongard, J. L'élimination des variations saisonnières par la méthode des modèles mobiles, Informations Statistiques Nr. ST/205/63-F

(7) Clendenin, J.C. Measurement of Variations in Seasonal Distribution in Journal of the American Statistical Association, Band 22 (1927)

(8) Commission de statistiques et Commission économique pour l'Europe Corrections des variations saisonnières et assimilées dans les séries chronologiques

économiques, Septième réunion pléniere, 3 juin 59

(9) Cowden, D.J. Tables of Polynomial Moving-Average Weights, Techn.Paper Nr. 2;

(9) Cowden, D.J. — Direct Measurement of Cyclical Trend, Techn. Paper Nr. 3; Weights for Fitting Polynomial Secular Trends, Techn.Paper Nr. 4; University of North Carolina, Chapel Hill 1961 - 62

(10) Davis, Harold T. — The Analysis of Economic Time Series, in The Cowles Commission for Research in Economics, Monograph Nr.6, Bloomington 1941

(11) Deutsche Bundesbank — Zur Ausschaltung der Saisonbewegung aus wirtschaftsstatistischen Reihen, Frankfurt/M., 1957 (intern. Sitzungsprotokoll)

(12) Deutsche Bundesbank — Zur Ausschaltung der Saisonbewegung wirtschaftsstatistischer Reihen, in Monatsberichte der Bank Deutscher Länder 1957

(13) Deutsche Bundesbank — Anwendung der Regressionsrechnung auf die Analyse statistischer Zeitreihen, Frankfurt/M., 1959

(14) Deutsche Bundesbank — Die Praxis der Saisonbereinigung mit Regressionsgleichungen, Frankfurt/M. 1960

(15) Deutsches Wetteramt in Offenbach — Klimatologische Werte aus monatlichen Witterungsberichten

(16) Donner, O. — Die Saisonschwankungen als Problem der Konjunkturforschung, Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 6, Berlin 1928

(17) Durbin, J. — Trend Elimination by Moving Average and Variate Difference Filters, Protokoll der Sitzung of The International Statistical Institute, Paris 1961

(18) Ehrsam, Fritz — Die Saisonschwankungen in der schweizerischen Volkswirtschaft, in Züricher Volkswirtschaftliche Forschungen, herausgegeben von Prof.Dr.H.Saitzew Bd. 40, Zürich 1948

(19) Eisenpress, H. — Regression Techniques Applied to Seasonal Correction and Adjustments for Calendar Shifts, in Jl.Am.Stat. Ass. Bd. 51 (1956), S. 615-620

(20) Europäische Gemeinschaft für Kohle und Stahl Hohe Behörde — Zur Saisonbereinigung der Indices der Industriellen Produktion, in Statistische Informationen, 6. Jahrgang 1959

(21) Falkner, H.D. — Principles and Methods of Statistics, Boston 1935

(22) Fuchs, R. — Aussentemperatur und Heizölverbrauch, in Deutsche Shell Aktiengesellschaft, Zeitschrift für die Mineralölwirtschaft, Heft 5, 1963 Hamburg

(23) Fürst, G. & Spilker, H. — Störungen der kurzfristigen Wirtschaftsbeobachtung durch jahreszeitliche und andere wiederkehrende Einflüsse, in Wirtschaft und Statistik, Bd. 9 (1957) Heft 4

(24) Godfrey, Granger and Morgenstern — The Random-Walk Hypothesis of Stock Market Behavior in Kyklos, Vol. XVII, 1964, Fasc. 1

(25) Granger, SWJ. and Morgenstern, O. — Spectral Analysis of New York Stock Market Prices in Kyklos, Vol. XVI., 1963, Fasc. 1

(26) Granger and Hatanaka — Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton University, 1964

(27) Gressens, O. — On the Measurement of Seasonal Variation in Journal of the American Statistical Association, Bd. 20 (1925), 203 - 210

(28) Haberler, G. — Gibt es noch einen Konjunktur-Zyklus, Doppelnummer 52/53, Dezember 1960

(29) Hannan, E.J. — Time Series Analysis, London: Methuen, 1960

(30) Hannan, E.J. — The estimation of seasonal variation, Australien Journal of Statistics, 2, (1960), 1 - 15

(31) Hannan, E.J. The Estimation of Seasonal Variation in Economic Time Series, in Journal of Americ.St.Assoc., March 1963

(32) Kellerer, H. Statistik im modernen Wirtschafts- und Sozialleben, Rowohlt 1960

(33) Kemmerer, E.W. Seasonal.Variation in the Relative Demand of Money and Capital in the USA, Washington 1910

(34) Leong, YS. The Use of an Iterated Moving Average in Measuring Seasonal Variations in Journal of the American Statistical Association, March 1962

(35) Lorenz, P. Der Trend, in Sonderheft 21 der Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Berlin 1931

(36) Mahnke, K.G. Der Saisonindex, Deutsche Statistische Gesellsch. Schriften zur Anwendung statist. Methoden in der Industrie Marktbeobachtung, im Betrieb, Reihe A, Statistische Methoden und graphische Darstellung, Heft 4, Stuttgart 1954

(37) Marris, St. A. Technical Survey of Problems and Methods of Seasonal Adjustments in Europe and North-American with Special Reference to the United States Bureau of the Census Method II (OEEC Research Paper Nr. 1) in Seasonal Adjustments on Electric Computers. Proceeding of an International Conference held in Paris (OECD)

(38) Mendershausen, H. Annual Survey of Statistical Technique Methode of Computing and Eliminating Changing Seasonal Fluctuations, in Econometrica, Juli 1937, Geneve

(39) Mendershausen, H. An Example of Meaningful Curvilinear Regressions in Economic Time Series, in Econometrica, Band 5, Oktober 1937

(40) Mendershausen, H. Eliminating Changing Seasonals by Multiple Regression Analysis in The Review of Economic Statistic, Nov. 1939, Vol. XXI, Heft 4

(41) Naumann, J. Anwendung eines neueren Verfahrens zur Bereinigung saisonbedingter Einflüsse bei wirtschaftlichen Zeitreihen aus der Eisen- und Stahlindustrie, in Wirtschaftliche Rundschau, Stahl u. Eisen 83, Nr. 20, 26. September 1961

(42) Nerlove, M. Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures, in Report 6227, Netherlands School of Economics, December 4, 1962

(43) Nicolas, M. Saisonbereinigung von Wirtschaftsreihen durch harmonische Analyse, in Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg. 1956, S. 334-348

(44) Nicolas, M. Neue Methoden der Saisonbereinigung, in Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg. 1957, S. 444-453, (Nachtrag hierzu Jg. 1958, S. 77)

(45) Organisation for European Economic Co-Operation New Seasonnally Adjustment Series, in General Statistics OEEC statistical Bulletin 1959

(46) O.C.D.E. L'Elimination des Variations Saisonnières à l'aide de Calculatrices Electroniques, Comptevendu d'une Conférence Internationale tenue en Avril 1960, OCDE,Paris

(47) Organisation Statistique et Commission Economique (OSCE) Beschreibung der Bereinigung von Saisonschwankungen durch die Methode der gleitenden Modelle, Brüssel, den 7. März 1963

(48) Organisation Statistique et Commision Economique (OSCE) Elimination des variations saisonnières par la technique des modéles: Compléments théoriques, Bruxelles, le 29 mars 1963

(49) Parzen, E. Mathematical Considerations in the Technometrics, Vol. 3, 1961

(50) Persons, W.M. Explanation of the Data and MethodsUsed in the Index of General Business, in Review of Economic Statistics Jg. 1 (1919)

(51) Pfanzagl, J. Über die Berechnung der mittleren Dauer der Arbeitslosigkeit, aus Statistische Vierteljahreszeitschrift, Band 8, 1955, S. 146 - 148

(52) Pfanzagl, J. Über die Zerlegung statistischer Reihen, Metrika Bd, I, 1958, S. 130-147, Heft 3, Würzburg,

(53) Pfanzagl, J. Allgemeine Methodenlehre der Statistik, Bd. I und II, Berlin, 1960

(54) Pfau, R. Statistische Bearbeitung von Bodenfeuchtigskeitswerten, aus Berichte des Deutschen Wetterdienstes, Nr. 46, Band 7, Offenbach a.M.

(55) Planbureau Central Ervaringen met de Uitschakeling van Seizoensinvloeden, door Maane en van Beeck, Nota nr. 30,8 Juli 1960, Holland

(56) Planbureau Central Methods of Seasonal Correction, door Amet Aker, Nota Nr. 17, 25 sept. 1962, Holland

(57) Planbureau Central Opmerkingen over de Census II methode van Seizoenuitschakeling, door van Beeck, Nota Nr. 1, 4 januari 1963, Holland

(58) Planbureau Central Theoretische Aspecten van de Seizoencorrectie, door Bussink, Nota Nr. II, 16 januari 1963, Holland

(59) Planbureau Central Seizoen-Analyse volgens de Methode van Zaycoff, Nota Nr. 6, door Middelhoek en Ritsma, 11 april 1963

(60) Silbereisen, R. Zur Ökologie zweier Äpfelsorten in Baden-Württemberg, Diss. der Hochschule Stuttgart-Hohenheim, 1960

(61) Schütze, P. Saisonale Schwankungen im Güterverkehr, Inaugural-Dissertation zur Erlangung der Doktorwürde der Hohen Rechts- und Staatswissenschaftlichen Fakultät, Freiburg., Br. 1960

(62) Schuster, A. The Periodogramm Trans. Camb. PhilSoc., Vol. 18, 1899

(63) Shiskin, J. Decomposition of Economic Time Series, in Science, Volume 128, 1958 December

(64) Shiskin, J. und Eisenpress, H. — Seasonal Adjustments by Electronic Computer Methods in Journal of the American Statistical Association December 1957

(65) Snedecor, G. — Statistische Methoden, 5. Auflage 1956

(66) Snow, E.C. — Trade Forecasting and Prices, in Jl. of the Royal Statistical Society, 1923

(67) Strecker, H. — Die Quotientenmethode, eine Variante der Variante Difference Method, In Mitt.Blatt f. math. Stat. Bd. I, 1949, S. 115-130 und S. 218

(68) Tintner, G. — The Variate-Difference-Method, Bloomington 1940

(69) Wagenführ, R. — Statistik leicht gemacht, 4. Auflage, Bund Verlag, Köln, 1963

(70) Wald, A. — Besprechung und Ausschaltung von Saisonschwankungen, Wien 1936

(71) Wang, J.-Y. — A Summary of Agronomical Observations in Wisconsin, Illinois, June 1963, AWIS 1221 Rutledge st. Madison 3, Wisconsin USA

(72) Weichselberger — Über eine Theorie der gleitenden Durchschnitte und verschiedene Anwendungen dieser Theorie in Metrika im Physica-Verlag, Volumen 8 1964, Fasc. 2, S. 187 - 230

(73) West, C. — Moving Amplitude Adjustments, in Dominion Bureau of Statistics, Paper to be presented at the American Statistical Association Conference at Palo Alto, California, August 23rd, 1960

(74) Winkler, W. — Grundriß der Statistik, Bd. 1 Theoretische Statistik, 2. Auflage, Wien 1947

(75) Wisniewski, J. — Interdependence of Cyclical and Seasonal Variations, in Econometrics, Bd. 2, 1934, S. 176-184

(76) Wisniewski, J. — Note on Seasonal Variation, in Studia Ekonomuczne, Bd. 3, 1936, Krakau

(77) Zaycoff, R. Über die Zerlegung statistischer Zeitreihen in drei Komponenten, in Bubl. of the Statist. Inst. for Ec. Research, Sofia 1936

L e b e n s l a u f

Am 25. April 1938 wurde ich, Hermann Schulz, in Halle als Sohn des Diplom-Ingenieurs Hermann Schulz und seiner Ehefrau Hedwig geb. Quentin, derzeit wohnhaft in Köln, Eupenerstr. 7, geboren.

Meine Schulausbildung habe ich von 1944-1950 an der Volksschule in Halle und von 1950-1958 an dem Gymnasium Kreuzgasse, Köln, erhalten. An der letztgenannten Schule bestand ich im März 1958 die Reifeprüfung.

Im Wintersemester 1958/59 habe ich das Studium an der Techn. Hochschule in Aachen begonnen, an der ich vier Semester Elektrotechnik studierte. Im Herbst 1960 bestand ich das Vorexamen an der TH Aachen und wechselte zur Techn. Hochschule Stuttgart, wo ich mein Studium in Elektrotechnik als Diplom-Ingenieur im Mai 1963 beendete.

Seit 1960 habe ich an der TH Stuttgart auch Volkswirtschaft studiert.

Im November 1962 schrieb ich mich an der Universität in Basel ein, um meine wirtschaftswissenschaftlichen Studien fortzusetzen. Am 1. März 1965 hatte ich an der Philosophisch-Historischen Fakultät das Doktorexamen bestanden.

Im Laufe meiner Studienzeit besuchte ich Vorlesungen, Übungen, Seminare und Praktika bei folgenden Dozenten:

In Aachen:

Rößler, Schultz-Grunow, Fucks, Röper, Bollenrath, Flegler, Schmidt, Wannagat, Größer, Meixner, Hansen und Müller C;

In Stuttgart:

Bader, Böcker, Dolezaleck, Dosse, Feldkeller, Hesse, Kluge, Leonhard, Lösch, Pöllot, Griesmeier, Rittmannsberger, Schneider, Serick, Ehrhardt, Rembeck, Ebert, Hoffmann, v. Sivers, Böttcher, Kulp, Koch und Eißer;

In Basel:

Guth, Bombach, Popitz, Schaffner, Imboden, Klein, Spiro, Weber, Salin, Stohler, Erbe und Eichberger.

Meine Dissertation entstand unter der Leitung von Professor Dr. H. Guth, Mitberichter war Professor Dr. G. Bombach.

Derzeit arbeite ich als Sachverständiger im Statistischen Amt der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft in Brüssel.

Herrn Prof. Dr. Hans Guth, Professor für Statistik an der Universität zu Basel, darf ich herzlichen Dank sagen für die Überlassung des Themas, für seine wertvollen Hinweise und die verständnisvolle Förderung der Arbeit.

Mein Dank gilt auch Herrn Professor Wagenführ, dem Leiter des Statistischen Amtes der EWG in Brüssel sowie Herrn Lowes, Brüssel, die mir durch praktische Unterlagen und Hinweise wertvolle Anregungen gegeben haben.

Für zahlreiche Ratschläge und Diskussionsbeiträge danke ich Herrn Professor Anderson, Herrn Professor Pfanzagl und Herrn Lehmann von der Deutschen Bundesbank.